

5/2008

FORUM STATISTICUM SLOVACUM



ISSN 1336-7420



9 771336 742001



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



Naše najbližšie akcie:

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

FernStat 2008

V. medzinárodná konferencia aplikovanej štatistiky
(Financie, Ekonomika, Riadenie, Názory)
tematické zameranie: *Aplikovaná, demografická, matematická štatistika, štatistické
riadenie kvality.*
2. – 3. 10. 2008, hotel Lesák, Tajov pri Banskej Bystrici

17. Medzinárodný seminár VÝPOČTOVÁ ŠTATISTIKA

4. – 5. 12. 2008, Bratislava, Infostat

Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov

4. 12. 2008, Bratislava, Infostat

Pohľady na ekonomiku Slovenska 2009

7. apríl 2009, Bratislava

EKOMSTAT 2009, 23. škola štatistiky

tematické zameranie: *Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej, odbornej
a hospodárskej praxi.*
31. 5. 2009 – 5. 6. 2009, Trenčianske Teplice

12. SLOVENSKÁ DEMOGRAFICKÁ KONFERENCIA

tematické zameranie: Demografická budúcnosť Slovenska
23. – 25. 9. 2009, Belušké Slatiny, Trenčiansky kraj

Aplikácie metód na podporu rozhodovania vo vedeckej, technickej a spoločenskej praxi

jún 2009, STU Bratislava

Regiónálne akcie

priebežne

ÚVOD

Vážené kolegyně, vážení kolegovia,
piate číslo štvrtého ročníka vedeckého časopisu Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti je zostavené z príspevkov, ktoré sú obsahovo orientované v súlade s tematikou 14. Slovenskej štatistickej konferencie. Táto akcia sa uskutočnila pod záštitou ministra výstavby a regionálneho rozvoja SR Mariana Januška v dňoch 17. až 19. septembra v Strečne v zariadení ŽSR, Stredisko internátnej prípravy.

Akciu z poverenia Výboru SŠDS, zorganizoval Organizačný a programový výbor: Ing. Vladimír Úradníček PhD. – predseda programového výboru, Ing. Oľga Chovanová – predsedníčka organizačného výboru, RNDr. Ján Luha, CSc. – tajomník, doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., Ing. Eva Sopúšková, Ing. Mária Kanderová PhD., RNDr. Peter Mach, Ing. Iveta Stankovičová PhD.

Na príprave a zostavení tohto čísla FORUM STATISTICUM SLOVACUM participovali: doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., Ing. Oľga Chovanová, Ing. Eva Sopúšková, Ing. Vladimír Úradníček PhD.

Recenziu príspevkov zabezpečili: doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., Ing. Vladimír Úradníček PhD., Ing. Mária Kanderová PhD., doc. RNDr. Bohdan Linda, CSc., Ing. Oľga Chovanová.

Organizátori konferencie si považujú za milú povinnosť poďakovať za pomoc predsedníčke Štatistického úradu SR PhDr. Ľudmile Benkovičovej, CSc.

Výbor SŠDS

PRÍHOVOR MINISTRA VÝSTAVBY A REGIONÁLNEHO ROZVOJA SR DO VEDECKÉHO ČASOPISU FORUM STATISTICUM SLOVACUM

Marian Janušek

Vážení účastníci konferencie, vážení čitatelia,

dovoľte mi, aby som Vás pozdravil a zaželel úspech 14. Slovenskej štatistickej konferencii s názvom „Regionálna štatistika“ v Strečne. Bol som poctený ponukou Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti prevziať záštitu nad touto konferenciou. Súhlasil som, lebo som presvedčený, že bez štatistiky a bez inštitúcií venujúcich sa štatistike a podávaniu informácií o stave spoločnosti, ako aj bez rešpektovania poznatkov a odporúčaní plynúcich zo štatistických údajov by sme nevedeli správne rozhodovať a robiť opatrenia pre pozitívny obraz našej spoločnosti.

V roku 2004 sa Slovenská republika stala plnoprávnym členom Európskej únie. Očakáva sa od nás, že budeme nielen využívať výhody plynúce z členstva, ale budeme sa aj aktívne podieľať na formulovaní spoločných politík a cieľov EÚ. Aj keď ekonomický rast Slovenskej republiky v súčasnosti dosahuje rekordné ukazovatele, či už z historického pohľadu na Slovensko alebo z pohľadu na Slovensko ako člena Európskej únie, je potrebné zamerať sa na to, aby sme aj v budúcnosti vedeli na túto vysokú úroveň úspešne a dlhodobo nadväzovať.

17. augustom 2007 a schvaľovacím podpisom Európskej komisie sa ukončilo obdobie prípravy Národného strategického referenčného rámca SR na roky 2007-2013 – základného strategického dokumentu Slovenskej republiky, ktorý rozhoduje o využívaní fondov Európskej únie v súčasnom programovom období.

Slovensko sa vyznačuje veľkými regionálnymi disparitami. Táto veľká regionálna rozdielnosť je daná geograficky, historicky, kultúrne, ekonomickým rozvojom aj mnohými inými faktormi. Všeci vieme, že cieľom kohéznej politiky EÚ, t.j. politiky hospodárskej a sociálnej súdržnosti, ako aj naším cieľom je znižovanie týchto rozdielov. V nadväznosti na tento zámer boli v Národnom strategickom referenčnom rámci stanovené ciele a národné priority, ktoré budú spolufinancované z prostriedkov štrukturálnych fondov a Kohézneho fondu v programovom období 2007 - 2013. Tieto peňažné prostriedky, ktoré sú Slovensku určené vo výške približne 11,4 mld. Eur, boli v NSRR rozdelené do 11 operačných programov. Tieto sa jednotlivo tematicky, ale i komplexne zameriavajú na dosiahnutie nasledovného strategického cieľa NSRR, ktorým je **„výrazne zvýšiť do roku 2013 konkurencieschopnosť a výkonnosť regiónov a slovenskej ekonomiky pri rešpektovaní trvalo udržateľného rozvoja“**. Trvalo udržateľný rozvoj pritom chápeme vo všetkých zložkách - ekonomickej, sociálnej a environmentálnej.

Prvou výzvou je pokračovať v úsilí o vyrovnávanie regionálnych rozdielov vo vnútri krajiny a približovať sa ekonomickej úrovni tzv. starých členských krajín EÚ, teda k priemeru HDP na obyvateľa v krajinách európskej „pätnástky.“ V súčasnom štádiu hospodárskeho

vývoja Slovensko - a najmä jeho menej rozvinuté regióny - stále ešte nedisponuje dostatočne vybavenou základnou infraštruktúrou (dopravnou, environmentálnou a lokálnou). Z toho dôvodu sa bude musieť v nastávajúcom období sústreďovať na realizáciu aktivít „tradičnej kohéznej politiky“ s cieľom zlepšiť dostupnosť a vybavenosť infraštruktúrou všetkého druhu pre všetky kraje. Preto aj vláda SR ako prvú strategickú prioritu novotvoriaceho sa Národného strategického referenčného rámca schválila prioritu „Infraštruktúra a regionálna dostupnosť“.

Druhou výzvou je potreba sústrediť sa na oblasť budovania konkurencieschopnej ekonomiky založenej na znalostiach a inovačných aktivitách, čiže smerovať investície do aktivít lisabonskej agendy EÚ. Z tohto dôvodu druhou a treťou strategickou prioritou NSRR sú „Inovácie, informatizácia a znalostná ekonomika“ – cieľom je zvyšovanie inovačnej kapacity Slovenska a jeho regiónov a „Ľudské zdroje a zamestnanosť“ – s cieľom rozvoja ľudského potenciálu a efektívneho využitia pracovnej sily.

Stratégia SR pre aktuálne programovacie obdobie teda stojí na riešení uvedených dvoch výziev ako na dvoch rovnocenných a navzájom komplementárnych pilieroch, ktoré sú integrované v návrhu Národného strategického referenčného rámca.

Schválenie NSRR Európskou komisiou a otvorenie možnosti implementácie približne 400 miliárd korún, čo predstavuje takmer sedemnásobne vyšší objem prostriedkov, ako bol v predchádzajúcom programovacom období, znamená pre Slovensko významný krok vpred. Máme možnosť budovať nové cesty, čistiare odpadových vôd, modernizovať školy, ale aj zabezpečiť vyšší komfort a kvalitu služieb v sociálnych zariadeniach, lepši a lacnejší prístup k internetu a operačné programy ponúkajú ďalšie možnosti. Práve tento vyšší komfort pre ľudí sa odzrkadľuje aj v štatistických ukazovateľoch.

Prijatím NSRR Európskou komisiou sme uzavreli jednu etapu, avšak otvorili ďalšiu, ešte náročnejšiu. Treba sa vyhnúť chybám z predchádzajúceho obdobia a sústrediť energiu na tvorbu nových efektov. Verím, že pri plnom sústredení na efektívne čerpanie finančných prostriedkov sa nám podarí priblížiť k vyspelejšej časti európskeho kontinentu a že úsilie, ktoré bolo vynaložené pri príprave rámca a tohto programového obdobia, bude základom, aby Slovensko využilo všetky ponúkané možnosti a zdroje z programov EÚ čo najefektívnejšie a v prospech všetkých občanov.

Verím, že pokračovanie spolupráce všetkých zainteresovaných partnerov nám pomôže dosiahnuť zhodu v tom, že našou spoločnou víziou je konkurencieschopné, dynamicky sa rozvíjajúce sa Slovensko. Pripravujme projekty a pracujme tak, aby sme sa čo najskôr priblížili úrovni najvyspelejších krajín Európy a postupne vyrovnávali rozdiely v stupni hospodárskej a sociálnej vyspelosti slovenských regiónov. To všetko na radosť občanov SR. Verím, že sa nám podarí dosiahnuť zhodu aj na spôsobe, ako túto víziu realizovať.

Vážené dámy, vážení páni,

dovoľte mi preto s optimistickou víziou do budúcnosti popriať Vám úspešnú spoluprácu. Som presvedčený, že cenné skúsenosti získané aj prostredníctvom tejto konferencie, využijeme v prospech dynamického rozvoja Slovenska, ku ktorému by malo prispieť aj efektívne využitie všetkých šancí, ktoré nám ponúka Európska únia v rámci súčasného programového obdobia.

Charakteristika Žilinského kraja Characteristics Region of Žilina

Ol'ga Chovanová

Abstract

The region is ranked among important economic regions with developed industry and construction. Region of Žilina has very excellent transport position on important international and internal communications in the SR. The region has various natural environment, which influenced the whole development of the region in decisive extent. Žilinský region is significant cultural region of Slovakia.

Key words

Demography, Gross Domestic Product (GDP), Industry, Construction, Transport, Turnover, Education, Culture

Kľúčové slová

Demografia, hrubý domáci produkt (HDP), investície, priemysel, stavebníctvo, doprava, tržby za vlastné výkony a tovar, školstvo, kultúra

1. Úvod

Žilinský kraj sa rozkladá v severozápadnej časti Slovenska. Rozlohou 6 808,72 km² zaberá 13,9 % rozlohy štátu. Severozápadná hranica je súčasne štátnou hranicou s Českou republikou a na severe hraničí s Poľskom. Kraj má spoločné hranice s tromi ďalšími kraji Slovenska - Trenčianskym, Banskobystrickým a Prešovským. Žilinský kraj zahŕňa päť prirodzených historických regiónov Horné Považie, Kysuce, Liptov, Orava a Turiec.

Všeobecné charakteristiky Žilinského kraja v roku 2007

Územie	Rozloha (km ²)	Obyvateľstvo k 31. 12.	z toho ženy	Hustota obyvateľstva na km ²	Počet obcí	z toho mestá	Stupeň urbanizácie
Žilinský kraj	6 808,72	695 698	354 503	102,2	315	18	50,5
Bytča	281,64	30 992	15 724	110,0	12	1	37,4
Čadca	760,62	92 527	46 487	121,6	23	3	43,8
Dolný Kubín	491,81	39 435	20 050	80,2	24	1	50,1
Kysucké N. Mesto	173,68	33 999	17 225	195,8	14	1	48,3
Liptov. Mikuláš	1 341,13	73 373	37 861	54,7	56	2	55,2
Martin	735,65	97 544	50 105	132,6	43	2	67,8
Námestovo	690,50	58 549	29 017	84,8	24	1	13,9
Ružomberok	646,83	59 036	30 479	91,3	25	1	50,5
Turčianske Teplice	392,84	16 715	8 539	42,5	26	1	41,8
Tvrdošín	478,92	35 741	17 863	74,6	15	2	47,4
Žilina	815,08	157 787	81 153	193,6	53	3	59,8

Počet obyvateľov kraja predstavuje 12,9 % z počtu obyvateľov SR. Hustota obyvateľstva je 102,2 obyvateľov na km². Obyvateľstvo je sústredené hlavne v kotlinách.

V Žilinskom kraji je 11 okresov, 315 obcí, z toho 18 mestského charakteru. Najpočetnejšia veľkostná skupina je od 500 do 999 obyvateľov (8,3 %), ale v skupine nad 20 tisíc obyvateľov je 5 obcí, v ktorých žije 33,4 % obyvateľstva.

Obce podľa počtu obyvateľov v Žilinskom kraji k 31. 12. 2007

Ukazovateľ	- 199	200 - 499	500 - 999	1 000 - 1 999	2 000 - 4 999	5 000 - 9 999	10 000 - 19 999	20 000 - 49 999	50 000 - 99 999
Počet obcí	37	62	77	72	46	13	3	3	2
Počet obyvateľov	4 718	21 695	57 658	103 350	138 946	89 108	47 767	88 292	144 164
Podiel obyvateľov (%)	0,7	3,1	8,3	14,9	20,0	12,8	6,9	12,7	20,7

2. Geografické východiská

Územie Žilinského kraja sa vyznačuje rôznorodosťou krajinnej štruktúry. Od údolných nív vodných tokov (Váh, Kysuca, Turiec a Orava), cez poľnohospodársku a lesnú krajinu až po vysokohorskú krajinu hrebeňových pásiem pohorí Západných Tatier, Nízkych Tatier, Chočských vrchov, Veľkej Fatry, Malej Fatry, Javorníkov a Strážovských vrchov. Ide prevažne o hornatú krajinu s nízkym podielom ornej pôdy, ktorá má atraktívne prírodné prostredie, mimoriadne vhodné na rozvoj turistiky, vodných a zimných športov.

Žilinský kraj má mierne teplé až chladné vlhké podnebie s najnižšími teplotami na Slovensku nameranými v Oravskej Lesnej.

Hlavným tokom v kraji je Váh, ktorý vzniká sútokom Čierneho a Bieleho Váhu v Kráľovej Lehote. Malé prietoky Váhu sú významne nadlepšované najmä najväčšími zásobnými nádržami Liptovskou Marou a Oravskou priehradou. Riečnu sieť popri Váhu tvoria Orava, Kysuca, Turiec, Rajčanka, Revúca, Belá, Varínka.

Z nerastných surovín je územie kraja bohaté na ložiská stavebného kameňa, zásoby štrkopieskov a pieskov. V oblasti Malej Fatry sa ťažia vápence ako surovina na výrobu cementu a vápna. V oblasti Hornej Oravy sú ložiská rašeliny a zásoby drevnej hmoty.

3. Demografické východiská

V Žilinskom kraji ku koncu roka 2007 žilo 695 698 obyvateľov a na celkovom počte obyvateľov Slovenska sa podieľa 12,9 %. Radí sa za Prešovský kraj (801 939 obyvateľov), Košický kraj (774 103 obyvateľov) a Nitriansky kraj (706 758 obyvateľov).

Demografický vývoj v Žilinskom kraji charakterizuje postupné spomaľovanie reprodukcie obyvateľstva. Znižovanie pôrodnosti sa podpisuje pod znižujúce sa prirodzené prírastky obyvateľstva.

Pozitívne možno hodnotiť skutočnosť, že v okrese Námestovo sa dosahuje tretí najvyšší počet narodených na 1 000 obyvateľov v rámci všetkých okresov Slovenska.

Prírastky obyvateľov v Žilinskom kraji

Ukazovateľ	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Narodení	7 062	7 014	7 197	7 118	6 980	7 021
Zomretí	6 247	6 318	6 399	6 628	6 623	6 666
Prírodný prírastok	815	696	798	490	357	355
Priťahovaní	1 877	1 827	1 961	2 343	2 496	2 383
Vysťahovaní	2 085	2 065	2 129	2 199	2 290	2 366
Prírastok sťahovaním	-208	-238	-168	144	206	17
Celkový prírastok	607	458	630	634	563	372

Zmeny vekovej štruktúry, a to najmä znižovanie podielu detskej zložky upozorňujú na proces demografického starnutia populácie kraja. V roku 2007 pokračovalo znižovanie podielu detskej zložky, od roku 2002 o 2,7 percentuálneho bodu na 16,8 %.

Podiel obyvateľov v produktívnom veku (15 - 64) predstavuje 16,8 %. V období rokov 2002 - 2007 sa početnosť tejto skupiny obyvateľov zvýšila o 17 393 (o 3,6 %), čo je spôsobené tým, že do produktívneho veku prichádzajú ešte stále počtom silnejšie generácie, ako sú generácie odchádzajúce do veku poproduktívneho.

K zmenám dochádza i u obyvateľstva v poproduktívnom veku (65⁺). Ide o trend mierneho rastu, ktorý sa pri nezmenených úmrtnostných pomeroch bude zrýchľovať, pretože sa do tejto skupiny postupne začnú presúvať silné povojnové generácie. V roku 2007 tvorila táto veková skupina 11,4 %.

Proces starnutia dokumentujú i syntetické ukazovatele veku. Index starnutia ako pomer poproduktívnej a detskej zložky sa dlhodobo zvyšuje. V roku 2007 tak na 100 obyvateľov vo veku 0 - 14 rokov pripadalo 68 osôb vo veku 65 rokov a viac.

Veková štruktúra obyvateľov v Žilinskom kraji podľa ekonomických skupín

Veková skupina	2002	2003	2004	2005	2006	2007
počet osôb						
0 - 14	135 364	131 260	127 641	124 127	120 246	117 035
15 - 64	482 118	485 878	489 515	493 132	496 782	499 511
65 ⁺	75 559	76 361	76 973	77 504	78 298	79 152
Spolu	693 041	693 499	694 129	694 763	695 326	695 698
štruktúra v %						
0 - 14	19,5	18,9	18,4	17,9	17,3	16,8
15 - 64	69,6	70,1	70,5	71,0	71,4	71,8
65 ⁺	10,9	11,0	11,1	11,2	11,3	11,4
Priemerný vek	35,61	35,95	36,26	36,56	36,87	37,18
Index starnutia	55,82	58,18	60,30	62,44	65,11	67,63

V Žilinskom kraji je absolútna prevaha obyvateľov slovenskej národnosti, ku ktorej sa prihlásilo 676 183 obyvateľov, čo tvorilo 97,25 % populácie kraja. Z iných národností žilo v kraji najviac obyvateľov českej, moravskej a sliezskej národnosti spolu 6 776 s podielom 0,97 %. K rómskej národnosti sa prihlásilo 2 818 obyvateľov s 0,41 % podielom.

4. Ekonomické a sociálne špecifiká

Kraj patrí medzi významné hospodárske regióny s rozvinutým priemyslom. Má 48 % ekonomicky aktívnych obyvateľov a miera ekonomickej aktivity dosahuje 58,5 %. V rámci podnikateľských aktivít malo ku koncu roka 2007 v Žilinskom kraji sídlo 9,8 % zo všetkých ziskových organizácií na Slovensku a 14,3 % z celkového počtu fyzických osôb. V roku 2007 pracovalo v kraji 11,9 % zamestnaných osôb a medziročne sa ich počet zvýšil o 2,8 %. Priemerná nominálna mesačná mzda dosiahla 17 739 Sk a za celoslovenským priemerom zaostala o 11,9 %.

Zaužívaným a najbežnejším ukazovateľom hodnotenia miery vyspelosti ekonomiky, intenzity rozvoja a miery životnej úrovne je hrubý domáci produkt (HDP). Žilinský kraj v hodnotení ekonomického postavenia z hľadiska tvorby HDP patrí k stredne výkonným regiónom Slovenska. Tvorba hrubého domáceho produktu v období rokov 2000 až 2005 mala stúpajúci trend, čo naznačuje progresívny vývoj regionálnej ekonomiky. V roku 2001 regionálny hrubý domáci produkt dosiahol hodnotu 108 386 miliónov Sk, v roku 2005 bol 157 256 miliónov Sk v bežných cenách. V prepočte na obyvateľa predstavuje 226 464 Sk v bežných cenách. Objem v kraji vytvoreného HDP predstavuje 10,59 % podiel na vytvorení HDP v SR.

Ukazovateľ, ktorý umožňuje porovnanie krajov podľa ich skutočného ekonomického potenciálu a výkonnosti, je výška vytvoreného HDP prepočítaného na obyvateľa. V Žilinskom kraji je možné sledovať priaznivý vývoj v tvorbe HDP na obyvateľa. Trend tvorby HDP na obyvateľa vyjadrený v parite kúpnej sily, ktorý slúži na účely medzinárodného porovnania a taktiež na určenie spôsobilosti kraja (regiónu) na čerpanie finančnej a inej pomoci zo štrukturálnych fondov EÚ, vykazuje rast. Žilinský kraj však stále dosahuje hodnoty pod priemerom Slovenska. V roku 2005 bol v kraji zaznamenaný nárast oproti roku 2004 (index 110,9).

Hrubý domáci produkt v Žilinskom kraji (bežné ceny)

Ukazovateľ	2001	2002	2003	2004	2005 ^{*)}
HDP v mil. Sk	108 386	116 582	125 984	141 991	157 256
Podiel na SR v %	10,6	10,5	10,3	10,4	10,6
Index	109,9	107,6	108,1	112,7	110,8
HDP na obyvateľa v Sk	154 142	165 257	180 988	205 923	226 464
Podiel na SR v %	81,4	80,2	79,6	81,4	82,1
Index	109,2	107,2	109,5	113,8	110,0
HDP v mil. PKS	5 990	6 340	6 444	6 976	7 736
Podiel na SR v %	10,6	10,5	10,3	10,4	10,6
Index	109,5	105,8	101,6	108,3	110,9

^{*)} predbežné údaje

Výkonnosť ekonomiky kraja pozitívne ovplyvňujú aj priame zahraničné investície. V roku 2006 bol Žilinský kraj s 13,6 % podielom druhý v poradí po Bratislavskom kraji (73,5 % podiel) kde sa najviac investovalo. Podľa porovnania stavu priamych zahraničných investícií ku koncu roka 2006 sa Žilinský kraj v rámci Slovenska nachádza na treťom mieste s podielom 7,4 % za Bratislavským (66,8 %) a Košickým krajom (7,8 %). Táto pozícia je spôsobená investíciami KIA Motors Slovakia s. r. o.; INA Kysuce, a. s.; Mondi SCP, a. s.; Metsä Tissue a. s.

Rozhodujúcimi sektormi hospodárstva Žilinského kraja sú priemysel a stavebníctvo. Priemyselný charakter kraja ovplyvňuje prítomnosť priemyselných zón Českej a Poľskej republiky a taktiež nedostatok úrodnej pôdy.

Priemysel prispieva významnou mierou k hospodárskemu rastu, zamestnanosti a výkonnosti regiónu. Dôležitým ukazovateľom úrovne priemyselnej výroby sú tržby za vlastné výkony a tovar. V priemyselných subjektoch Žilinského kraja s počtom zamestnancov 20 a viac dosiahli v roku 2007 tržby za vlastné výkony a tovar 193,51 miliardy Sk. Podiel kraja (10,5 %) na celoslovenskom objeme tržieb v priemysle bol štvrtý v poradí, po krajoch Bratislavskom (37,3 %), Trnavskom (17,6 %) a Košickom (11,3 %).

Z územného hľadiska viac ako polovicu tržieb v kraji vyprodukovali podniky v okrese Žilina (53,8 %). Desiatpercentný podiel v realizácii tržieb kraja prekročil okres Martin (10,5 %), okres Ružomberok sa podieľal 10,0 %.

Podľa odvetví najväčší podiel 28,9 % na tržbách za vlastné výkony a tovar v kraji tvorila výroba motorových vozidiel. Automobilový priemysel sa stáva hnacím motorom rastu ekonomiky kraja. Osobné automobily sa vyrábajú v novom závode juhokórejskej spoločnosti KIA Motors Slovakia s. r. o. a jeho subdodávateľov, napríklad Mobis Slovakia s. r. o.; Hysco Slovakia, s. r. o. a Donghee Slovakia, s. r. o. v Strečne. Automobilový priemysel zastupuje aj závod Volkswagen Slovakia, a. s. v Martine.

Významným odvetvím je výroba a rozvod elektriny, plynu, pary a teplej vody, ktorá sa na tržbách kraja podieľala 17,6 %. Rozhodujúcimi reprezentantmi sú Stredoslovenská energetika, a. s.; Martinská teplárenská, a. s.; Žilinská teplárenská, a. s. a vodárenské spoločnosti so sídlom na území kraja.

Výroba celulózy, papiera a výrobkov z papiera sa na tržbách kraja podieľala 11,5 %, rozhodujúci podiel na tržbách majú Mondi SCP, a. s. a Metsä Tissue a. s.

Podiel odvetvia výroba strojov a zariadení inde neklasifikovaných bol 9,3 %, tu dominujú INA Kysuce, a. s.; Kinex - KLF, a. s. Kysucké Nové Mesto; Kinex, a. s. Bytča; Kinex - Strojáreň, s. r. o. Kysucké Nové Mesto; GGB Slovakia s. r. o.; Glacier Tribometal Slovakia, a. s.; ZTS Strojárne Námestovo, a. s.; Drevoindustria Mechanik, a. s. Žilina.

V porovnaní s ostatnými kraji má v Žilinskom kraji silnú pozíciu stavebníctvo. Stavebné subjekty sídlia v Žilinskom kraji s počtom zamestnancov 20 a viac realizovali v roku 2007 tržby za vlastné výkony a tovar v objeme 20,57 miliárd Sk. Žilinský kraj s podielom 15,5 % bol tretí v poradí za kraji Bratislavským (36,8 %) a Košickým (16,3 %). Medzi najväčšie stavebné podniky v kraji patria Váhostav - SK, a. s., Žilina; Doprastav, a. s., odštepny závod Žilina; SkyBau, s. r. o., Žilina; Stamart Martin, s. r. o.; Cestné stavby Liptovský Mikuláš, spol. s r. o. Liptovský Mikuláš; Stavindustria Liptovský Mikuláš, a. s. a BCI, a. s., Žilina. Stavebné podniky okrem bežných stavieb ako je bytová výstavba, sociálne a zdravotnícke zariadenie, doplnkové zariadenia pre cestovný ruch, ekologické stavby, rekonštrukcia kultúrnych pamiatok realizujú stavby nadregionálneho významu ako sú diaľnice a diaľničné privádzače.

Žilinský kraj má veľmi dobrú dopravnú polohu v rámci Slovenska na dôležitých medzinárodných a vnútroštátnych komunikáciách. Prechádza ním hlavný cestný ťah z Českej republiky na Ukrajinu i cestné ťahy z Bratislavy a Šiah smerom do Poľska. Ku koncu roka 2006 bolo v kraji 45,085 km diaľničných úsekov a ďalšie sú vo výstavbe.

Organizácia železničnej dopravy predurčuje Žilinský kraj za miesto napojenia železničnej siete Slovenska na celoeurópsky systém. Prepojenie je zabezpečené hlavnou traťou Bratislava - Košice, ktorá prechádza cez Žilinu a traťami zo susedného Poľska a Českej republiky, ktoré prechádzajú Čadcou smerom na Žilinu. Tým sa Žilina stáva dôležitým dopravným uzlom ako regiónu tak Slovenska. Regionálny charakter majú železnice Žilina - Rajec, Čadca - Makov na Kysuciach a Kraľovany - Trstená na Orave. Centrálnym uzlom je Žilina s novou zriaďovacou stanicou Teplička nad Váhom.

Medzinárodná letecká doprava je lokalizovaná 10 km od centra regiónu v obci Dolný Hričov. Pristávať tu môžu lietadlá s kapacitou 60 pasažierov. V súčasnosti je v prevádzke pravidelná linka do Prahy s dvomi letmi denne.

Školstvo reprezentuje sieť školských zariadení. V kraji pôsobí 342 materských škôl, 272 základných škôl, 36 základných umeleckých škôl, 29 gymnázií, 32 stredných odborných a odborných škôl, 21 združených stredných škôl, 17 stredných odborných učilísk a učilísk, 35 špeciálnych škôl. V krajskom meste má sídlo Žilinská univerzita, v Martine sídli Jesseniova lekárska fakulta Univerzity Komenského Bratislava, v Ružomberku Katolícka univerzita a v Liptovskom Mikuláši Akadémia ozbrojených síl generála Milana Rastislava Štefánika.

Žilinský kraj je významný kultúrny región Slovenska a disponuje bohatým kultúrno-historickým potenciálom. Najznámejšími národnými kultúrnymi pamiatkami sú Bytčiansky zámok pôvodne stavaný ako vodný hrad, lesná železnička v Múzeu kysuckej dediny vo Vychylovke, Oravský hrad v Oravskom Podzámku, Slovenské národné múzeum v Martine,

prvá budova Matice slovenskej v Martine, lesná úvratľová železnica Chmúra - Tanečník v Oravskej Lesnej, múzeum P. O. Hviezdoslava v Dolnom Kubíne a hrad Strečno pri Žiline.

Známa je i ojedinelá ľudová architektúra v Čičmanoch, drevený betlehem v Rajeckej Lesnej, ako aj svetový unikát - drotárska expozícia Považského múzea, umiestnená v Budatínskom zámku. Do zoznamu svetového kultúrneho dedičstva UNESCO je zapísaná osada Vlkolíne - pamiatková rezervácia ľudovej architektúry a v Tvrdošíne sa nachádza vzácna pamiatka UNESCO - gotický drevený kostolík z 15. storočia.

Región Žilinského kraja je bohatý na výskyt minerálnych a termálnych vôd, ktoré sa využívajú na liečenie v kúpeľoch Rajecké Teplice (pohybová a nervová sústava), Turčianske Teplice (urologické a reumatické ochorenia), Korytnica (tráviaca sústava), Lúčky (ženské ochorenia) a Liptovský Ján (tráviaca sústava a reumatické ochorenia). Minerálne vody sa využívajú aj ako stolové vody Budiš, Fatra a Korytnica. Na rekreačné účely sa využívajú geotermálne vrty v Liptovskom Jáne, Bešeňovej, Rajci, Oraviciach a Stráňavách.

5. Záver

Príspevok predstavuje Žilinský kraj so zameraním na celkový, demografický, sociálny a ekonomický charakter.

6. Literatúra

Bulletin ŠÚ SR - pracovisko v Žiline 4/2007

Ročenka regiónov Slovenska 2007

Regióny Slovenska 2004

Separát štatistickej ročenky školstva SR 2007

Adresa autora

Oľga Chovanová, Ing.

Štatistický úrad SR - pracovisko ŠÚ SR v Žiline

Framborská 23

011 21 Žilina

olga.chovanova@statistics.sk

Demografický vývoj v krajských mestách SR Demographic development in regional centres of SR

Helena Glaser-Opitzová, Agneša Králiková, Michal Olexa

Abstract: In the EU-27, 74 percent of the total population lives in the cities with more than 5000 inhabitants. Therefore, it matters very much for any policymaker, be they at European, national, regional or local level, to understand what is happening economically and socially in Europe's cities and towns. Urban statistics is one of the priority sources of Eurostat in this field. Statistical project „Urban Audit“ is basically orientated to the collection of data on the quality of Urban life in Europe's large cities. In the article we stress on the development of the selected demographic indicators concerning the eight regional centres of the SR in the period 2001 to 2004.

Key words: Urban Audit Project, Statistics Domains, Demographic development, Sex structure of population, Age structure of population, Demographic dependancy, Migration.

Kľúčové slová: Projekt Urban Audit, Štatistické domény, Demografický vývoj, Pohlavná štruktúra obyvateľstva, Veková štruktúra obyvateľstva, Demografická závislosť, Migrácia.

1. Úvod

Urban Audit (ďalej „UA“) je štatistický projekt, ktorý inicioval Eurostat spolu s generálnym riaditeľstvom pre regionálnu politiku (DG REGIO) Európskej komisie za účelom uspokojiť dopyt po ohodnotení kvality života v európskych mestách. Projektu Urban Audit sa zúčastňujú vybrané veľké mestá nad 250 tis. obyv. a stredne veľké mestá od 50 do 250 tis. obyv. Ide o hlavné mestá a pokiaľ je to možné i regionálne centrá. Mestá zaradené do Urban Audit by mali zahŕňať okolo 20 % obyvateľov krajiny. V súčasnosti je v projekte zapojených spolu 367 miest EÚ, Švajčiarska, Nórska, Chorvátska a Turecka. Za Slovensko boli pôvodne do projektu zaradené štyri mestá (hlavné mesto Bratislava a mestá Košice, Nitra, Banská Bystrica) a od roku 2006 aj ďalšie štyri krajské mestá (Trnava, Trenčín, Žilina a Prešov).

Zber a poskytovanie informácií je na troch územných úrovniach:

- centrálné mesto (ako základná úroveň)
- širšia mestská zóna- CSD (centrálné mesto s jeho zázemím)
- vnútromestská jednotka-LUZ.

Definovanie a vymedzenie širšej mestskej zóny musí zodpovedať stanoveným kritériám (hustota obyvateľstva, intenzita dochádzky do centrálneho mesta, resp. počet obyvateľov, atď.), ale môže byť prispôsobené aj úrovni NUTS 3 (kraj) alebo LAU 1 (okres). Širšie mestské zóny pre 8 krajských miest SR boli vymedzené nasledovne:

Bratislava – Bratislavský kraj
Trnava – okres Trnava
Trenčín – okres Trenčín
Nitra – okres Nitra
Žilina - okres Žilina
Banská Bystrica – okres Banská Bystrica
Prešov – okres Prešov
Košice – okres Košice-okolie.

Pre vymedzenie vnútromestských jednotiek bolo stanovené kritérium, že počet obyvateľov by sa mal pohybovať od 5 tis. do 40 tis., ale cieľová veľkosť je 20 tis. obyvateľov. Krajské mestá SR majú v rámci projektu Urban Audit stanovený nasledovný

počet vnútromestských jednotiek: Bratislava – 20; Trnava – 5; Trenčín – 4; Nitra – 5; Žilina – 5; Banská Bystrica – 3; Prešov – 6; Košice – 11.

Ukazovatele (336) Urban Audit, ktorých počet sa v jednotlivých etapách projektu upravuje, sú definované v rámci 25 domén, ktoré charakterizujú kvalitu života v mestách. Tieto domény sú zaradené do deviatich hlavných tematických oblastí:

- demografia
- sociálne aspekty
- ekonomické aspekty
- občianska angažovanosť
- školenie a vzdelávanie
- životné prostredie
- cestovanie a doprava
- informačná spoločnosť
- kultúra a rekreácia.

Za hlavný referenčný rok pre zber údajov bol určený rok 2001, ďalšie dva roky 1991 a 1996 boli určené neskôr, v rámci časti projektu zameraného pre zber historických dát. Zber údajov za rok 2004 prebehol po roku 2006. Projekt sa bude realizovať v trojročných, resp. štvorročných intervaloch. Najbližší zber bude pravdepodobne za rok 2008. Pre potreby porovnávacích analýz sú zbierané aj dáta na národnej úrovni. Najširšie spektrum ukazovateľov je zbierané na úrovni mesta. Na úrovni vnútromestských jednotiek sú ukazovatele zbierané v podstatne užšom rozsahu.

Úlohou projektu UA na úrovni národných štatistických úradov je zber údajov za také štatistické ukazovatele, ktoré:

- a) sú priamo zistiteľné na úrovni štatistických úradov, ministerstiev a ústredných orgánov štátnej správy, resp. na mestských úradoch (magistrátoch),
- b) alebo je možné ich odhadnúť (na báze pomocných, resp. podobných ukazovateľov, expertných odhadov alebo s využitím ekonometrických metód).

Na projekte sa okrem zamestnancov ŠÚ SR a jeho pracovísk zúčastňujú aj experti, zástupcovia mestských úradov a formou konzultácie aj ďalšie kompetentné osoby.

Výsledky doterajších prác na projekte boli veľmi dobré. Slovensko spolu s Českou republikou dokázalo dodať do databázy UA vyše 90% údajov za rok 2001. Zároveň sa však ukázalo, že súhrnný podiel obyvateľstva pôvodne zaradených štyroch krajských miest predstavovalo iba 15,5 % z populácie Slovenska, čo bolo najmenej zo všetkých 27 štátov zúčastnených na projekte.

Aj to bol jeden z dôvodov, prečo SR dostala v roku 2006 možnosť zaradiť do projektu aj ostatné štyri krajské mestá, a to aj napriek tomu, že ani jedno nespĺňalo podmienku 100 tisíc obyvateľov, uplatňovanú v ostatných členských štátoch. Tým sa podiel obyvateľstva miest zaradených do projektu na celkovom počte obyvateľov Slovenska zvýšil na 21,2%.

1. Analýza demografických charakteristík za regionálne centrá SR

Keďže projekt Urban Audit je zameraný výlučne na zber údajov, ŠÚ SR rozhodol o spracovaní pilotnej analýzy, ktorá mala za cieľ preveriť kvalitu a výpovednú schopnosť získaných údajov a poukázať na prípadnú podobnosť resp. rozdielnosť v stave a vývoji slovenských krajských miest podľa vybraných štatistických údajov.

Premenné nie sú vždy priamo využiteľné na porovnávanie stavu (úrovne, situácie) medzi jednotlivými mestami, pretože často závisia od veľkosti mesta (počet obyvateľov, počet domácností, rozloha, ekonomická aktivita, atď.).

Za účelom medzimestského porovnávania sa nad základnou bázou premenných UA konštruuje odvodená báza indikátorov. V aktuálnom zozname sa nachádza 336 indikátorov, z čoho údaje zbierané priamo národnými štatistickými úradmi predstavujú asi 20 %.

Ako sme už uviedli premenné projektu UA sú zaradené do 9 tematických oblastí (domén), ktoré sa ešte ďalej členia na polia (fields). V tomto príspevku sa budeme venovať výsledkom analýzy údajov za oblasť demografie.

Všeobecne pri takomto type údajov možno použiť nasledovné metódy a postupy spracovania analýzy:

a) Analýza dynamiky vývoja

Na túto analýzu sa vybrali tie relevantné premenné a indikátory, ktoré sa podarilo hodnoverne získať za obidva uvedené roky. Základom analýzy budú tempá rastu (3-ročné) pri kvantitatívnych premenných a absolútne zmeny percentuálnych bodov (p.b.) pri intenzitných indikátoroch.

b) Statická medzimestská analýza

Túto analýzu je možné robiť aj v prípade, ak sú údaje iba za 1 obdobie (r. 2001 alebo 2004), ale za všetky mestá. Z takejto analýzy vyplynie poradie miest od najlepšieho po najhoršie (vo vybranej oblasti).

c) Medzinárodné porovnanie

Ak sa z databázy projektu Urban Audit dali získať relevantné informácie za r. 2001, urobilo sa aj porovnanie vybraných indikátorov za Bratislavu s Prahou, Varšavou a Budapešťou.

Výsledky porovnania krajských miest z pohľadu demografického vývoja sú obsahom nasledujúcich častí. Údaje, ktoré sú podkladom pre porovnávanie, sú uvedené v tabuľkách a grafoch zaradených priamo do textu.

2. Demografický vývoj a zmeny v štruktúre obyvateľstva podľa pohlavia

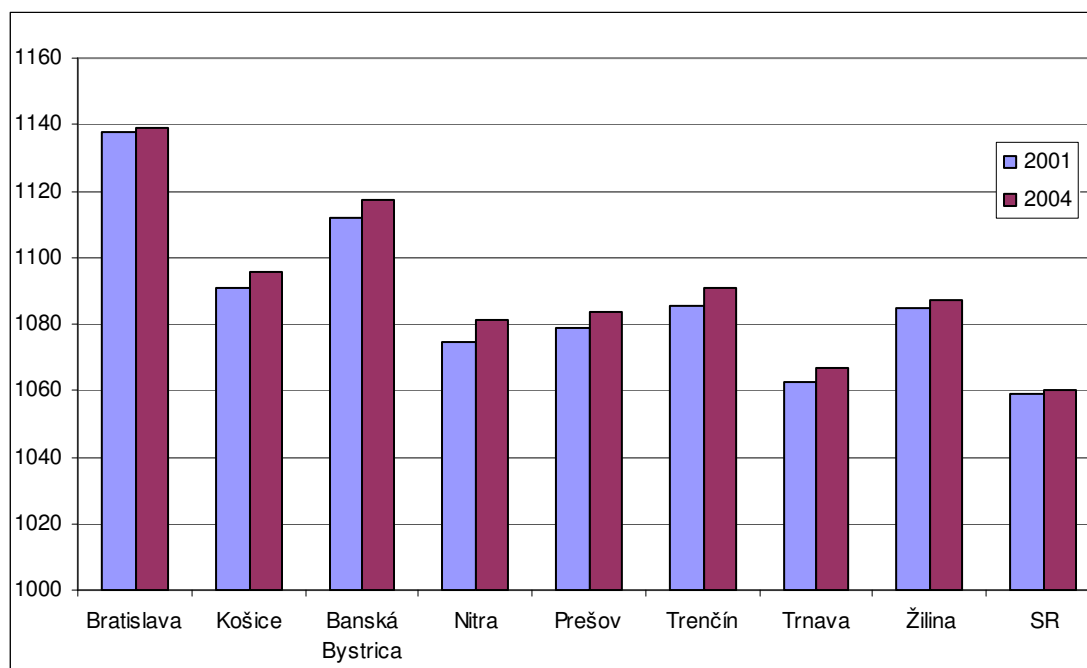
Celkový počet obyvateľov SR (tabuľka 1) bol v r. 2004 oproti r. 2001 vyšší o 0,1 % pričom vo všetkých krajských mestách došlo k poklesu počtu trvale bývajúceho obyvateľstva, najmenej v Žiline o 0,15 % a najviac v Trenčíne o 1,74 %. V dôsledku toho podiel krajských miest na obyvateľstve SR v období 2001-2004 mierne klesol. Treba poznamenať, že kvôli maximálnemu využitiu údajov z SODB 2001, ktoré sa týkali nielen demografických, ale aj ďalších ukazovateľov (napr. podrobná ekonomická aktivita, vzdelanostná štruktúra obyvateľstva) a to aj v členení podľa vnútromestských jednotiek, sú všetky demografické údaje za rok 2001 k termínu konania SODB (26. 5. 2001) a za rok 2004 k 31. 12.

Z porovnania Bratislavy s 8,0 % podielom na obyvateľstve SR s hlavnými mestami susedných štátov za rok 2001 vyplýva, že iba Varšava, v typicky vidieckom Poľsku, mala podiel na ich celkovej populácii menší (4,2 %). Praha dosiahla 11,4 % na českej populácii, Budapešť dokonca až 17,4 % na maďarskej populácii.

Tabuľka 1: Vývoj obyvateľstva podľa pohlavia

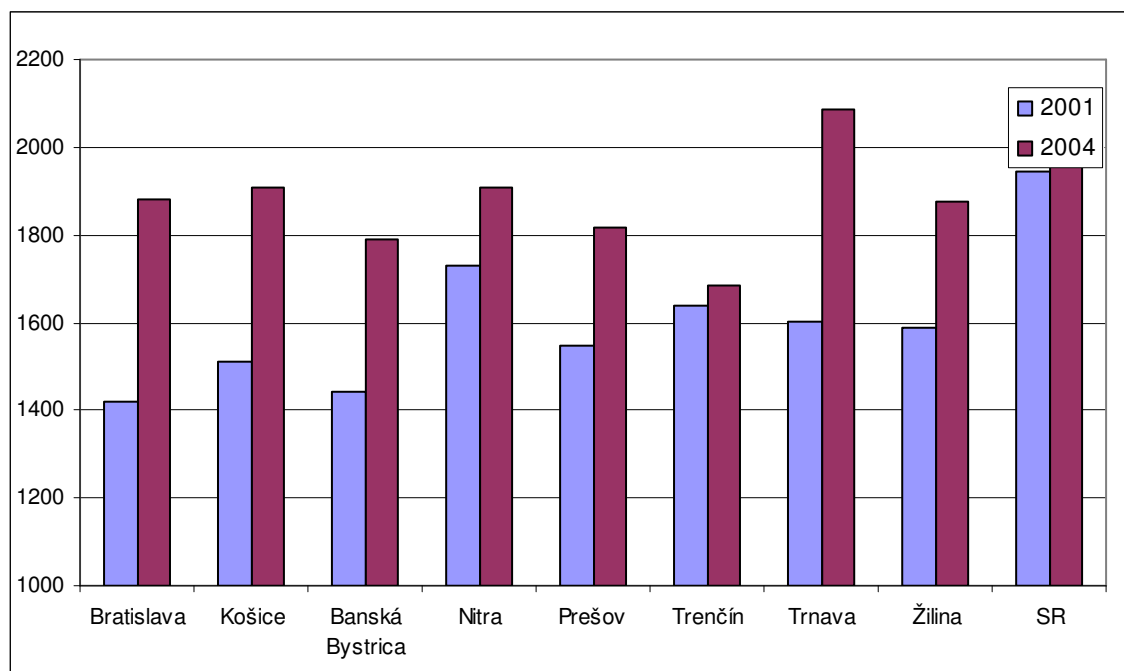
	Bratislava	Košice	Banská Bystrica	Nitra	Prešov	Trenčín	Trnava	Žilina	SR
2001									
DE1001V	428672	236093	83056	86726	92786	57854	70286	85400	5379455
% muži	46.78	47.83	47.35	48.20	48.10	47.96	48.49	47.97	48.56
% ženy	53.22	52.17	52.65	51.80	51.90	52.04	51.51	52.03	51.44
DE1003I	1138	1091	1112	1075	1079	1085	1062	1085	1059
DE1056I	1452	1439	1423	1565	1486	1467	1531	1556	1638
DE1057I	1420	1512	1441	1729	1547	1641	1603	1588	1943
2004									
DE1001V	425155	235006	81704	85742	91767	56850	69140	85268	5384822
% muži	46.75	47.72	47.23	48.05	47.99	47.83	48.39	47.91	48.53
% ženy	53.25	52.28	52.77	51.95	52.01	52.17	51.61	52.09	51.47
DE1003I	1139	1096	1117	1081	1084	1091	1067	1087	1060
DE1056I	1624	1533	1587	1652	1634	1517	1654	1652	1675
DE1057I	1879	1908	1789	1909	1819	1686	2087	1876	2002
tr_DE1001	-0.82	-0.46	-1.63	-1.13	-1.10	-1.74	-1.63	-0.15	0.10

DE1001V Trvale bývajúce obyvateľstvo spolu
 % muži Percentuálny podiel mužov z trvale bývajúceho obyvateľstva
 % ženy Percentuálny podiel žien z trvale bývajúceho obyvateľstva
 DE1003I Počet žien na tisíc mužov
 DE1056I Počet žien na tisíc mužov vo veku nad 65 rokov
 DE1057I Počet žien na tisíc mužov vo veku nad 75 rokov
 tr_DE1001 Tempo rastu trvale bývajúceho obyvateľstva 2004/2001

**Graf 1: Počet žien na 1000 mužov**

V štruktúre obyvateľstva SR podľa pohlavia prevládajú ženy, pričom ich podiel sa medzi r. 2001 a 2004 nepatrne zvýšil z 1059 na 1060 žien na tisíc mužov. V krajských mestách však majú ženy ešte vyššie zastúpenie v porovnaní s mužmi, pričom za sledované 3 roky tento podiel všade vzrástol. Najviac žien, až 1139 na tisíc mužov žilo v r. 2004 v Bratislave, najmenej v Trnave 1067.

Vo vekovej skupine nad 75 rokov iba Trnava v r. 2004 dosiahla vyšší podiel žien (2087 na tisíc mužov) oproti slovenskému priemeru (2002 žien na tisíc mužov).



Graf 2: Počet žien na 1000 mužov vo veku nad 75 rokov

Pri porovnaní týchto údajov môžeme – okrem faktu, že v krajských mestách je pomer žien k mužom menší ako priemer za SR - zistiť dve tendencie:

- pomer žien voči mužom v slovenskej populácii rastie s vekom populácie a podobný model vývoja možno pozorovať aj v krajských mestách
- vo všetkých mestách došlo v r. 2004 k výraznému rastu pomeru žien k mužom najmä vo vekovej skupine nad 75 rokov.

Tabuľka 2: Pomer žien voči mužom v susedných krajinách (r. 2001)

Indikátor	SR	Bratislava	ČR	Praha	Poľsko	Varšava	Maďarsko	Budapešť
V celkovej populácii	1059	1138	1055	1109	1058	1160	1103	1181
Vo vekovej skupine 75+	1943	1420	2020	1972	2050	2037	2038	2156

Slovensko s podielom 1059 žien na tisíc mužov je porovnateľné s ČR a Poľskom, v Maďarsku je prevaha žien výraznejšia až 1103 na tisíc mužov. (Pre porovnanie úroveň cca 1050 žien na tisíc mužov má aj Nemecko, Rakúsko a Slovinsko). Hlavné mestá majú vyšší podiel žien v porovnaní s národným priemerom.

V štruktúre obyvateľstva podľa pohlavia vo vekovej kategórii 75 rokov a viac (75+) je Slovensko výnimkou. Ako vyplýva z tabuľky 2, v okolitých krajinách v r. 2001 pripadalo viac ako 2000 žien na tisíc mužov a podobná skladba bola aj v hlavných mestách. V Bratislave však žilo iba 1420 žien na tisíc mužov vo veku 75+. V porovnaní s údajmi v tabuľke 2 majú oveľa vyšší podiel v populácii ženy aj v ďalších okolitých krajinách (napr. Nemecko 2345, Rakúsko 2210 a Slovinsko až 2420) ako aj v ich hlavných mestách: v Ľubľane 2278, vo Viedni 2478 a v Berlíne až 2827.

3. Veková štruktúra obyvateľstva

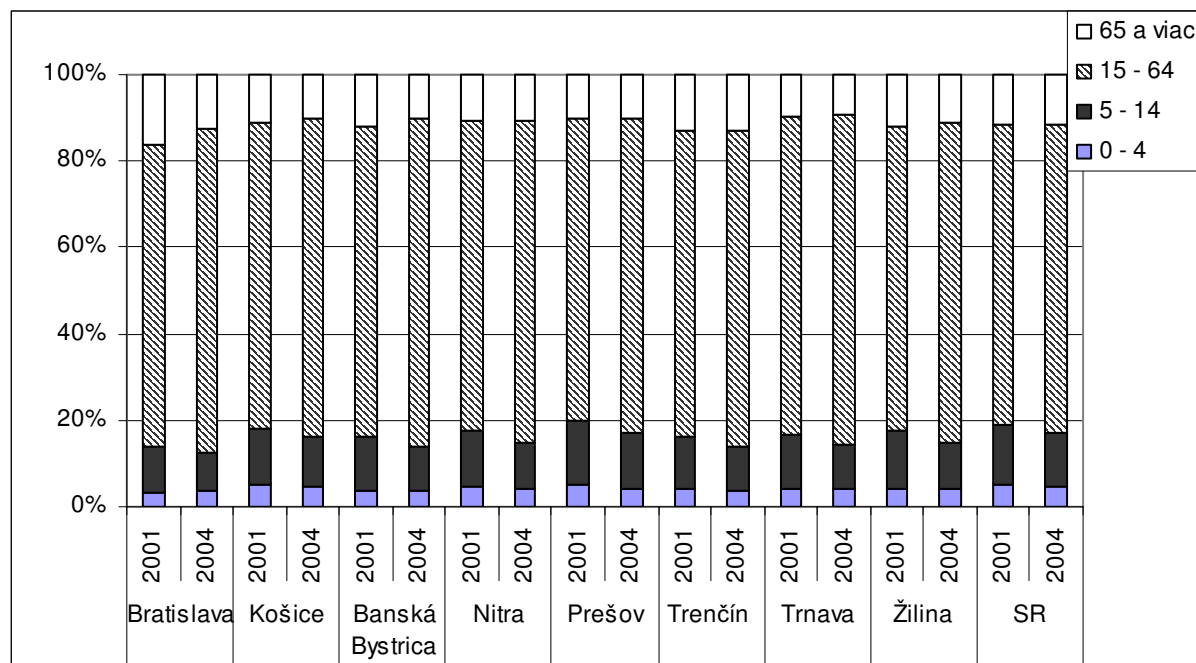
Vývoj vekového zloženia obyvateľstva Slovenska medzi r. 2001 a 2004 bol charakteristický poklesom podielu mladej populácie až do veku 24 rokov, ale hlavne v kategórii 5-14 ročných (o 1,6 p.b.), rastom podielu obyvateľstva v produktívnom veku (o 1,8 p.b.) a stagnáciou podielu populácie staršej ako 65 rokov.

Pri podrobnejšom pohľade na niektoré vekové skupiny sa zistí, že:

- V skupine 0-4 ročných žiadne mesto ani v jednom roku neprevyšuje priemerný podiel za SR (iba Košice sa v r. 2004 vyrovnali na slovenský priemer, keďže tam došlo k najmenšiemu poklesu tohto podielu). Pri všeobecnom poklese podielu tejto vekovej skupiny bol za krajské mestá zistený menší pokles. V Bratislave ako jedinom meste došlo k rastu podielu z 3,4 % na 3,8 %.
- V skupine 5-14 ročných jedine Prešov dosahuje vyšší podiel v porovnaní so slovenským priemerom (15,2 % v porovnaní s 13,8 % v r. 2001 a 12,5 % v porovnaní s 12,2 % v r. 2004). Z týchto čísel je ale viditeľný oveľa vyšší pokles podielu 5-14 ročných. V Prešove až o 2,7 p.b.. Vo všetkých ostatných mestách (aj pri nižšej úrovni tohto podielu v porovnaní so SR) došlo k jeho vyššiemu poklesu v porovnaní s vývojom za Slovensko. V r. 2004 tak podiel 5-14 ročných v jednotlivých mestách (s výnimkou vyššie spomenutého Prešova a Košíc) dosahoval 10 – 11 %, v Bratislave iba 8,6 %.
- Skupina 15-64 ročných obyvateľov Slovenska mala v r. 2001 podiel 69,5 % a v r. 2004 71,3 %. Podiel populácie v produktívnom veku je vo všetkých mestách v obidvoch rokoch vyšší ako slovenský priemer a dokonca jeho prírastok bol všade vyšší ako prírastok 1,8 percentuálneho bodu v priemere za Slovensko. Najvyšší podiel tejto vekovej skupiny v r. 2004 dosahuje Trnava (76,1 %), po nej B. Bystrica (75,9 %) a Bratislava (75,0 %), kde ale v priebehu sledovaných troch rokov došlo k rekordnému nárastu o 5,0 p.b.
- Veková skupina obyvateľstva staršieho ako 65 rokov (65+) sa v r. 2004 oproti r. 2001 veľmi nezmenila, jej podiel na slovenskej populácii vzrástol o 0,1 percentuálneho bodu na 11,6 %. V tejto skupine sa v r. 2001 neprejavovala žiadna jednotnosť, pretože zhodne v štyroch mestách bol tento podiel menší a v štyroch väčší (v porovnaní so slovenskými 11,5 %). Za tri roky ale došlo k určitému nastupujúceho trendu sťahovania starších občanov z veľkých miest na vidiek. V r. 2004 už v šiestich mestách obyvateľstvo 65+ malo menší podiel ako slovenský priemer. Zaujímavý je z tohto pohľadu vývoj v Bratislave, v ktorej bol v r. 2001 podiel obyvateľov 65+ najvyšší a so 16,0 % vysoko nad priemerom 11,5 %, ale za 3 roky klesol o 3,4 percentuálneho bodu na 12,6 %.

Tabuľka 3: Veková štruktúra obyvateľstva (%)

Veková skupina	Bratislava	Košice	Banská Bystrica	Nitra	Prešov	Trenčín	Trnava	Žilina	SR
2001									
0 - 2	2.04	2.85	2.35	2.69	2.80	2.37	2.56	2.57	3.06
2 - 4	1.35	2.04	1.57	1.80	2.09	1.64	1.70	1.75	2.15
0 - 4	3.39	4.89	3.91	4.49	4.89	4.00	4.25	4.32	5.21
5 - 14	10.58	13.06	12.44	12.97	15.17	12.18	12.62	13.17	13.84
15 - 19	7.58	7.73	8.51	8.67	8.98	8.25	8.48	8.53	8.25
20 - 24	8.39	8.55	8.49	9.07	8.60	9.00	9.67	8.89	8.75
15 - 64	70.00	70.84	71.75	71.68	69.69	71.03	73.21	70.70	69.50
65 a viac	16.04	11.21	11.89	10.86	10.25	12.78	9.92	11.81	11.46
2004									
0 - 2	2.39	2.96	2.25	2.51	2.63	2.42	2.60	2.58	2.88
2 - 4	1.42	1.82	1.46	1.74	1.73	1.47	1.58	1.65	1.94
0 - 4	3.82	4.78	3.71	4.25	4.35	3.89	4.18	4.23	4.83
5 - 14	8.65	11.45	10.05	10.56	12.55	9.92	10.39	10.68	12.24
15 - 19	6.87	7.45	7.83	7.88	8.60	7.51	7.52	8.07	7.76
20 - 24	8.22	7.96	8.73	8.75	8.97	8.50	8.73	8.56	8.37
15 - 64	74.98	73.65	75.91	74.37	72.81	73.30	76.12	73.94	71.31
65 a viac	12.55	10.13	10.34	10.82	10.30	12.88	9.32	11.15	11.62



Graf 3: Veková štruktúra obyvateľstva

Porovnanie Bratislavy so susednými hlavnými mestami je zrejmé z tabuľky 4. Bratislava mala najmenší podiel 0-4 ročných detí, ale v podiele mladej populácie 15-19 ročných bola na

tom už najlepšie. Podiel obyvateľstva v produktívnom veku bol približne na priemernej úrovni, a čo sa týka staršieho obyvateľstva (65+), Bratislava ho mala relatívne najmenej.

Tabuľka 4: Veková štruktúra obyvateľstva vo vybraných hlavných mestách v % (r. 2001)

Veková skupina	Bratislava	Praha	Varšava	Budapešť
0-4	3.4	3.6	3.7	3.8
5-14	10.6	9.8	8.7	9.0
15-19	7.6	5.9	6.6	5.7
15-64	70.0	70.4	71.1	69.6
65+	16.0	16.2	16.5	17.6

4. Ukazovatele demografickej závislosti

V projekte Urban Audit sa na základe vekovej štruktúry obyvateľstva počítajú tri ukazovatele (indexy) demografickej závislosti:

- DE1058I celková demografická závislosť:
0–19 roční + 65 a viac roční / 20-64 roční
- DE1059I demografická závislosť mladých:
0–19 roční / 20-64 roční
- DE1060I demografická závislosť starých:
65 a viac roční / 20-64 roční

pričom platí, že $DE1058I = DE1059I + DE1060I$.

V týchto ukazovateľoch (indexoch) a hlavne v ich vývoji sa premietajú zmeny vo vekovej štruktúre obyvateľstva. V priemere za Slovensko sa ukazovateľ celkovej demografickej závislosti znížil zo 63,3 % v r. 2001 na 57,4 % v r. 2004, čo súviselo jednak s poklesom podielu mladej populácie a jednak s rastom podielu obyvateľstva v produktívnom veku (pre porovnanie index celkovej demografickej závislosti v ČR bol 58,0 %, v Maďarsku 62,0 % a v Poľsku 66,1 %).

Veková štruktúra obyvateľstva v jednotlivých mestách je v pozadí indikátorov demografickej závislosti. Ak sa pozrieme na úroveň indexov demografickej závislosti v jednotlivých krajských mestách zistíme, že:

- V obidvoch sledovaných rokoch iba v troch prípadoch index za mesto bol vyšší ako slovenský priemer (Bratislava, Prešov a Trenčín).
- Vo všetkých mestách došlo k poklesu indexov demografickej závislosti
- Pri celoslovenskom poklese indexu demografickej závislosti (r. 2004 voči r. 2001) starých občanov (65+) o 0,4 p.b., v Trenčíne to bolo 0,8 a v Bratislave 7,3 bodu (z 25,7 % na 18,4 %). Z toho vyplýva, že pomer starých ľudí k obyvateľstvu v produktívnom veku sa zvyšuje hlavne na „vidieku“.
- Menej výrazné rozdiely medzi krajskými mestami boli v demografickej závislosti mladých do 20 rokov. Tento index za SR klesol zo 44,6 % v r. 2001 na 39,1 % v r. 2004, t. j. o 5,5 p.b.. V jednotlivých mestách sa znížil od 4,9 p.b. (Košice), do 8,1 bodu v Prešove (pričom Prešov mal stále najvyššiu hodnotu tohto indexu).

Tabuľka 5: Demografická závislosť v%

	Bratislava	Košice	Banská Bystrica	Nitra	Prešov	Trenčín	Trnava	Žilina	SR
2001									
DE1058I	60.2	58.5	58.1	58.7	64.7	59.3	54.5	60.8	63.3
DE1059I	34.5	40.7	39.3	41.5	47.8	38.9	39.2	41.8	44.6
DE1060I	25.7	17.8	18.8	17.2	16.9	20.4	15.3	19.0	18.7
2004									
DE1058I	46.8	51.1	46.9	50.4	55.7	52.0	45.8	51.8	57.4
DE1059I	28.4	35.8	31.7	34.1	39.7	32.4	32.2	34.9	39.1
DE1060I	18.4	15.3	15.2	16.3	16.0	19.6	13.6	16.9	18.3

DE1058I celková demografická závislosť: 0-19roční + 65 a viac roční / 20-64 roční

DE1059I demografická závislosť mladých: 0-19 roční / 20-64 roční

DE1060I demografická závislosť starých: 65 a viac roční / 20-64 roční

Porovnanie hodnôt ukazovateľov demografickej závislosti za susedné hlavné mestá je zrejmé z tabuľky 6. Údaje úzko súvisia s číslami v tabuľke 4 o vekovej štruktúre v hlavných mestách.

Tabuľka 6: Demografická závislosť vo vybraných hl. mestách v % (r. 2001)

	Bratislava	Praha	Varšava	Budapešť
DE1058I	60.2	55.1	55.0	56.6
DE1059I	34.5	29.9	29.4	29.0
DE1060I	25.7	25.2	25.6	27.6

Bratislava má najvyšší index demografickej závislosti hlavne kvôli podstatne vyššiemu podielu mladej populácie do 20 rokov (21,6 %, pričom Praha mala iba 19,3 %, Varšava 19,0 % a Budapešť len 18,5 %). Demografická závislosť staršieho obyvateľstva je približne vyrovnaná, na každého občana staršieho ako 65 rokov pripadali v r. 2001 štyria obyvatelia vekovej skupiny 20-64 ročných (v ostatných slovenských mestách to bolo od 5 v Trenčíne po 6,5 v Trnave).

5. Migrácia

Migrácia sleduje sťahovanie obyvateľov „do mesta“ a „z mesta“ v priebehu posledných dvoch rokov. Na základe sťahovania sa dá vypočítať absolútny a relatívny ukazovateľ migračného salda (tabuľka 7 a graf 4).

Získané údaje svedčia tiež o úbytku obyvateľov krajských miest SR, pričom tento úbytok má (s výnimkou Žiliny) gradujúcu intenzitu.

Podľa stavu a vývoja migračného salda sú na tom najhoršie Košice, Bratislava a Prešov, kde bol v r. 2004 rozdiel medzi prisťahovanými a odsťahovanými z mesta vyšší ako tisíc obyvateľov a nárast oproti r. 2001 predstavoval vyše 700 ľudí (v Prešove 695).

Tabuľka 7: Migrácia

	Bratislava	Košice	Banská Bystrica	Nitra	Prešov	Trenčín	Trnava	Žilina
2001								
DE3015V	7 607	3 508	1 569	744	1 699	1 037	1 400	1 577
DE3016V	7 943	4 188	1 994	1 949	2 033	1 332	1 791	1 815
DE3016I	-336	-680	-425	-205	-334	-295	-391	-238
DE3015I	0.96	0.84	0.79	0.89	0.84	0.78	0.78	0.87
2004								
DE3015V	8 743	3 623	1 715	1 974	1 639	1 016	1 380	1 581
DE3016V	9 825	5 061	2 501	2 796	2 668	1 566	2 206	1 762
DE3016I	-1082	-1438	-786	-822	-1029	-550	-826	-181
DE3015I	0.89	0.72	0.69	0.71	0.61	0.65	0.63	0.90

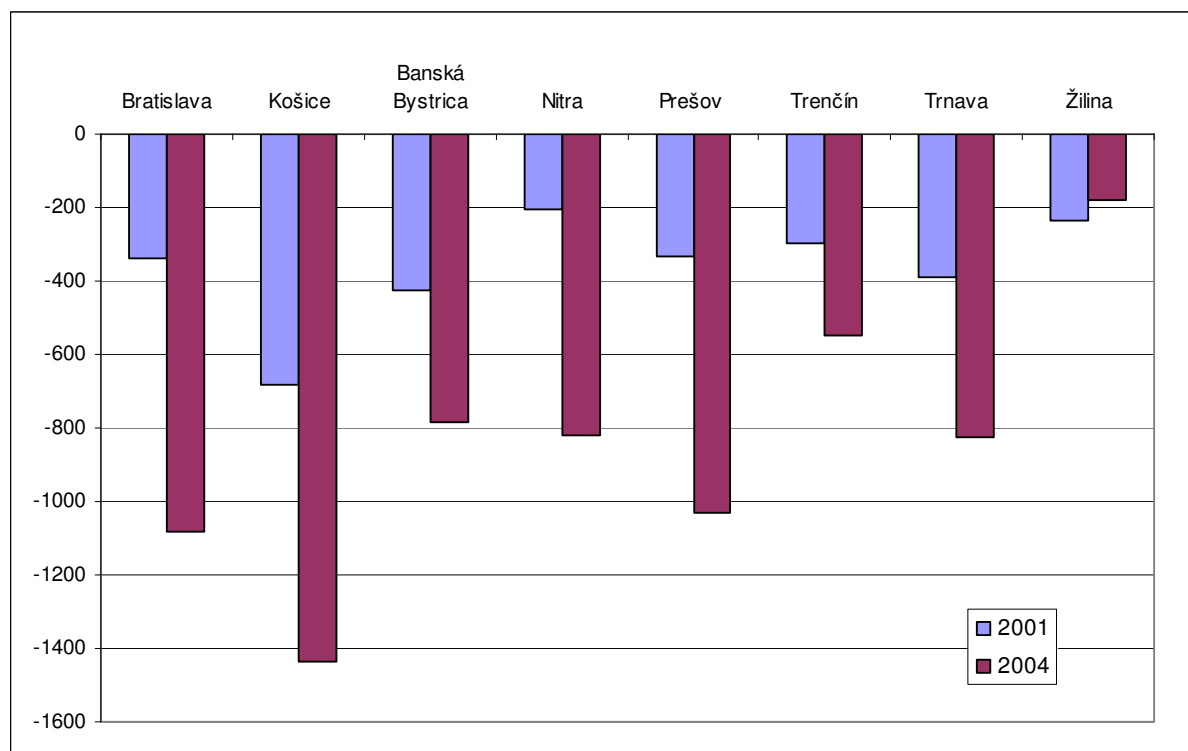
DE3015V Počet prisťahovaných do mesta v priebehu posledných dvoch rokov

DE3016V Počet vystáňovaných z mesta v priebehu posledných dvoch rokov

DE3015I Počet prisťahovaných do mesta / počet vystáňovaných z mesta (v priebehu posledných dvoch rokov)

DE3016I Migračné saldo

(rozdiel medzi počtom prisťahovaných do mesta a počtu vystáňovaných z mesta v priebehu posledných dvoch rokov)



Graf 4: Migračné saldo za posledné dva roky

6. Závery

Na základe štatistických údajov o demografickom vývoji v našich krajských mestách môžeme konštatovať, že za roky 2001 až 2004:

- Klesá počet obyvateľov v krajských mestách, na čom sa podieľa prirodzený úbytok aj migrácia.
- Prevaha žien nad mužmi je v krajských mestách výraznejšia ako v priemere za SR a s vekom rastie.
- Pomer žien k mužom sa v krajských mestách z roka na rok zvyšuje.
- V krajských mestách žije väčší podiel obyvateľstva v produktívnom veku (oproti priemeru za SR) a v období 2001 – 2004 vzrástol.
- Obyvatelia vo veku 65 a viac rokov sa z miest sťahujú na vidiek (ich podiel klesá).

Adresa autorov:

Helena Glaser-Opitzová, Ing.
Dúbravská cesta 3
845 24 Bratislava
glaser@infostat.sk

Agneša Králiková, Ing.
Miletičova 3
824 67 Bratislava
agnes.kralikova@statistics.sk

Michal Olexa, Ing., PhD.
Dúbravská cesta 3
845 24 Bratislava
olexa@infostat.sk

Navrhovanie experimentov so štatistickým softvérom SAS

Design of Experiments Utilizing SAS Statistical Software

Adriana Horníková

Abstract: Experimentation is utilized in a large amount of activities, starting by meals preparation in household up to scientific studies related to technical innovation in the area of natural sciences, agriculture, quality improvement and capability analysis, etc. Design of experiments is a strategy for planning of experiments in such a way that it is possible to obtain in a professional and economical way necessary results. The modular system of statistical software SAS provides users with several possibilities to approach the design of experiments techniques. In general usable are: SAS Enterprise Guide, SAS QC, interface SAS ADX and the SAS JMP module. The widest is spread out SAS EG and the last but one chapter of this paper provides an example with ANOVA analysis.

Key words: design of experiments, factors, statistical software SAS, SAS Slovakia

Kľúčové slová: navrhovanie experimentov, faktory, štatistický softvér SAS.

1. Úvod

Experimentovanie je asi jednou z najprirodzenejších aktivít ľudí. Dá sa použiť pri veľkom počte aktivít, od prípravy jedál v domácnosti až po vedecké štúdie technickej inovácie v oblasti prírodných vied, poľnohospodárstva, zlepšovania kvality a výkonnosti, atď. Vedcovi alebo experimentátorovi umožňuje jednoducho zistiť, čo sa stane s ozvou alebo výstupnou premennou, ak cielene zmení nastavenie niektorej zo vstupných veličín systému.

Navrhovanie experimentov je stratégia pre plánovanie experimentov takým spôsobom, aby bolo možno účinne a ekonomicky dosiahnuť žiaduce závery. Voľba určitého plánu experimentu je prienikom problému (otázky), na ktorý sa pomocou experimentu snažia experimentátori odpovedať, ďalej voľby stupňa zovšeobecnenia záverov a od dostupných finančných (experimentálnych) prostriedkov. Dobre navrhnutý a zrealizovaný experiment spravidla vedie k jednoduchej interpretácii výsledkov (tejto však predchádza štatistická analýza). Dobrý návrh by mal čerpať zo znalostí a praktických skúseností pri voľbe faktorov (ich úrovni a vymedzení), poskytnúť požadované závery s minimálnym ekonomickým zaťažením, pred samotným začatím experimentu zaistiť, že návrh je schopný dôjsť do konca s požadovanou presnosťou, špecifikovať usporiadanie a postupnosť pokusov, aby nedochádzalo k nedorozumeniam počas priebehu experimentu. Pokus sa bude chápať ako určité (vopred zvolené) nastavenie každého z faktorov, podľa STN ISO 3534-3: 2003.

V celom modulovom systéme SAS-u sa pre rôzne kroky navrhovania experimentov dajú použiť rôzne moduly, ich časti, resp. funkcie. Vo všeobecnosti sa dá použiť SAS Enterprise Guide, SAS QC, rozhranie SAS ADX, modul SAS JMP. V súčasnosti je rozšírený SAS EG, ktorý interaktívne umožňuje uskutočňovať požadované analýzy. Ďalšie informácie o požiadavkách na systém sa dajú nájsť na internetovej stránke SAS Inštalčné centrum na adrese <http://support.sas.com/installcenter>.

2. SAS EG

Každý nový projekt bude vyžadovať vytvorenie návrhu, získanie údajov (prípadne ich importovanie do systému SAS) a analýzu údajov.

Všetky SAS údaje vystupujú v tabuľkovom relačnom formáte, pričom v stĺpcoch sú premenné a v riadkoch sú jednotlivé pozorovania (štatistické jednotky). Pre každú premennú

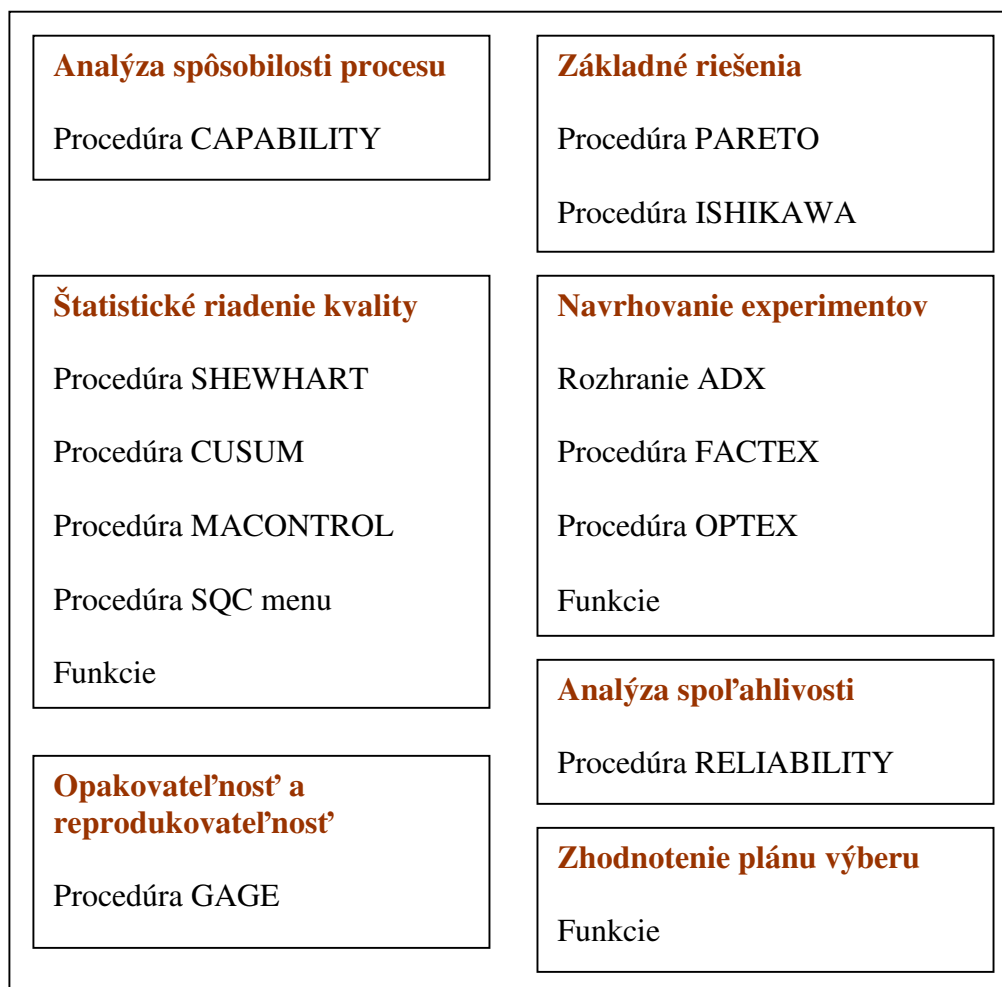
sa špecifikuje jej názov (*name*), opis (*label*), typ (*type*), skupina (*group*), dĺžka (*length*), formát zobrazenia (display format) a formát pre načítanie (read-in format). Vytvorenie SAS dátového súboru sa zobrazí vo forme ikony v okne prehliadač projektu (Project Explorer).

3. SAS/QC

Softvér SAS/QC verzia 9.0 je softvér, ktorá obsahuje niekoľko procedúr, z ktorých niektoré sa dajú využiť aj pri navrhovaní experimentov. SAS/QC je softvér obsahujúci kompletne nástroje pre štatistické zlepšovanie kvality. Tieto nástroje sa dajú použiť na:

- organizáciu zlepšovania kvality;
- navrhovanie priemyselných experimentov pre zlepšovania produktov a procesov;
- aplikovanie Taguchiho metód v oblasti kvality;
- zavedenie štatistického riadenia procesov;
- udržanie štatistického riadenia a znižovanie variability;
- analyzovanie spôsobilosti procesov;
- rozvíjanie a vyhodnocovanie výberových plánov prebierky.

Zložky softvéru SAS/QC sa dajú rozdeliť do desiatich procedúr, pričom tieto majú rôzne oblasti aplikácie (obr. 1).



Obrázok 1: Procedúry softvéru SAS/QC verzia 9.0.

Na používanie týchto procedúr je treba poznať základy programovacieho jazyka SAS a syntax procedúry. Aplikovať sa dajú i keď s veľkými obmedzeniami aj cez systémové menu.

SAS/QC ponúka dve procedúry pre navrhovanie experimentov. Procedúra FACTEX vytvára faktoriálne návrhy experimentov, ktorú sú vhodné na štúdium vplyvu rôznych faktorov na ozvovú premennú. Procedúrou FACTEX sa dajú skonštruovať návrhy:

- úplné a redukované faktoriálne návrhy s/bez blokov,
- 2^k ortogonálne plochy,
- komplexné návrhy,
- faktoriálne návrhy so zmiešanými úrovňami,
- vyvážené návrhy s neúplnými blokmi
- úplné znáhodnené návrhy s blokmi
- hyper Grécko-latinské štvorce a iné.

Kritérium pre voľbu návrhu môže byť rôzne ako minimálna veľkosť, maximálne rozlíšenie, maximalizovaná veľkosť blokov alebo minimálne aberácie. Po návrhu experimentu v procedúre FACTEX je na analýzu možné použiť procedúry ako PROC GLM a PROC REG a rôzne iné. Ssyntax procedúry FACTEX je nasledovná:

```
PROC FACTEX <options>;
    FACTORS factor-names </options>;
    SIZE size-specification;
    MODEL model-specification <MINABS<(d)>>;
    BLOCKS block-specification;
    EXAMINE <options>;
    OUTPUT OUT=SAS-data-set <options>;
```

Je treba vyšpecifikovať položky, položky v <> zátvorkách sú voliteľné.

Procedúra OPTEX vyhľadáva optimálne návrhy v situáciách, kedy štandardné návrhy nie sú prijateľné. Procedúrou OPTEX sa dajú vytvoriť návrhy:

- spĺňajúce kritériá D alebo A optimality (resp. U alebo S kritérium pre optimálne návrhy),
- nie všetky kombinácie úrovní faktora sú uskutočniteľné,
- zdroje ochromujú počet pokusov,
- oblasť návrhu je nepravideľná,
- model je nelineárny alebo nie je štandardne lineárny.

Novou procedúrou oproti predchádzajúcej verzii SAS/QC je procedúra ANOM, ktorá je štatistickou a grafickou metódou analýzy stredných hodnôt (z angl. analysis of means). Metóda je založená na teoretických štúdiách z roku 1827 podľa Laplaca, ktorý porovnával absolútne odchýlky priemerov podskupín od celkového priemeru. Komplexnejšia podoba tejto metódy využívajúca aj testovanie štatistických hypotéz bola navrhnutá v roku 1955 Halperinom a kol. Názov v dnešnej podobe dostala v roku 1967 Ottom. V roku 1982 boli Nelsonom vyvinuté presné kritické hodnoty pre analýzu stredných hodnôt.

Syntax tejto procedúry je odlišná od iných grafických vyobrazení. Po prvom riadku, v ktorom sa volá procedúra ANOM nasleduje bližší popis grafu, ktorý sa má zobraziť:

```
PROC ANOM <options>;
    BOXCHART ...;
    PCHART ...;
    UCHART ...;
    XCHART ...;
    INSET ...;
```

Je to alternatívna metóda pre vyhodnotenie modelu návrhu s jedným pevným efektom k ANOVA. Výhodou procedúry ANOM v porovnaní s metódou ANOVA je, že vyhodnotenie ANOVA určí, či sú priemery v podskupinách rôzne po čom nasleduje viacnásobné porovnávanie na zistenie párov stredných hodnôt v podskupinách, ktoré sa rôznia, pričom procedúra ANOM špecificky určí, ktoré stredné hodnoty sú štatisticky významne odlišné

a tiež zahŕňa priamy grafický výstup, ktorý je veľmi podobný Shewhartovým diagramom z oblasti zabezpečovania kvality. Z tohto ale aj z praktického hľadiska má veľký význam pri posudzovaní významnosti odlišností. Procedúra ANOM sa dá použiť na premenné kvalitatívneho charakteru ako aj numerické premenné vo vyváženom alebo nevyváženom modeli. Ďalšou výhodou procedúry ANOM je jej aplikovateľnosť na kategoriálne údaje včítane podielov a zlomkov. Procedúra ANOM sa dá na dôvažok použiť aj na:

- zostrojenie grafov ozvových premenných alebo výsledkov z dát
- analýzou viacrozmerných premenných
- výpočet regulačných hraníc z údajov a ich automatické nastavenie aj pre nerovnaké výbery
- rôzne iné grafické a tabelárne výstupy.

4. Rozhranie SAS ADX

ADX rozhranie umožňuje experimentátorom, resp. užívateľom používať rozhranie „na klikanie“ pri plánovaní a vyhodnocovaní experimentov. Dajú sa navrhnúť úplné alebo redukované faktoriálne návrhy, optimálne návrhy, ozvové plochy alebo aj zmiešané návrhy. Ide o jednoduché užívateľky príjemné rozhranie, ktoré sa dá spustiť zo SAS 8.1 resp. zo SAS Foundation.

5. Modul JMP SAS

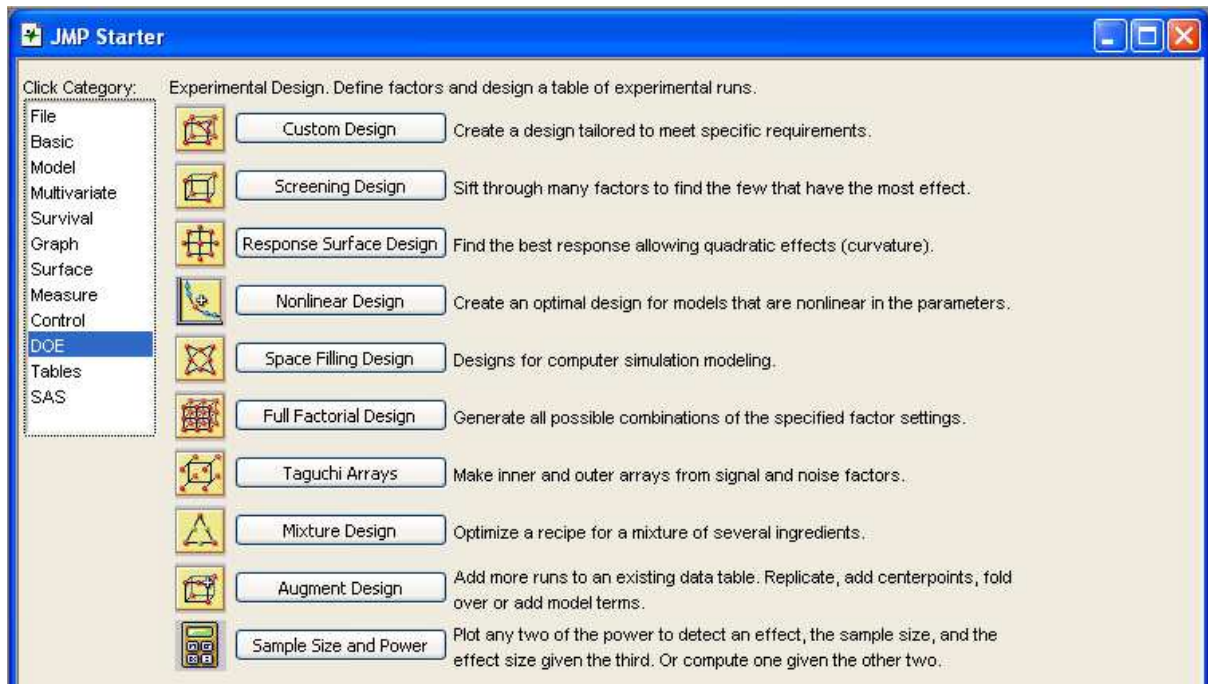
SAS JMP je štatistický softvérový balík od firmy SAS, ktorý si kladie za cieľ poslúžiť hlavne pri navrhovaní, plánovaní a analýze návrhov experimentov. Dá sa použiť na osobných počítačoch s operačným systémom ako je Windows, Macintosh alebo Linux. Ide o softvér, ktorého funkcie (nástroje) umožňujú navrhnúť, preskúmať a analyzovať experimentálne údaje. V úplnej všeobecnosti sa dá povedať, že systém SAS JMP umožňuje štyri kľúčové úkony, ktorými sú vytvorenie návrhu a jeho modelu, ďalej interpretácia a uloženie výsledkov.

V časti DOE systému SAS JMP sú funkcie, ktoré umožňujú definovať faktory a navrhnúť tabuľku pokusov. Okrem posledných dvoch, ktoré umožňujú pozmeniť už existujúci návrh (Augment Design) alebo určiť veľkosť výberu (Sample Size and Power) sú všetky ostatné zamerané na vytvorenie špecifického návrhu (pozri obr. v.2).

V systéme SAS JMP sa teda ponúka osem rôznych návrhov:

- *vlastný návrh (Custom Design)*, k dispozícii sú klasické alebo optimálne návrhy
- *prieskumný návrh (Screening Design)*, kde sú klasické návrhy
- *navrhy ozvovej plochy (Response Surface Design)* až po kvadratické závislosti
- *nelineárne návrhy (Non-linear Design)* poskytuje optimálny návrh pre problém nelineárny v parametroch
- *priestor upravujúci návrh (Space Filling Design)* návrhy pre modelovanie počítačových simulácií
- *úplne faktoriálne návrhy (Full Factorial Design)* vygeneruje všetky možné kombinácie pre dané rozvrhnutie faktorov
- *Taguchiho polia (Taguchi Arrays)* vytvorí vnútorné a vonkajšie polia signálov a šumu
- *zmiešané návrhy (Mixture Design)* optimalizuje recept na zmiešanie prísad.

Zvolený návrh sa dá analyzovať kliknutím na zbehní model (Run Model). Výsledky sa uložia do súboru s príponou jmp. Tieto sa dajú ďalej použiť pre vytvorenie prezentácie alebo správy aj v iných softvérových balíkoch. Cvičné údaje, ktoré môžu poslúžiť pri práci s týmto balíkom sa dajú stiahnuť z internetovej stránky: support.sas.com/goupycreighton.



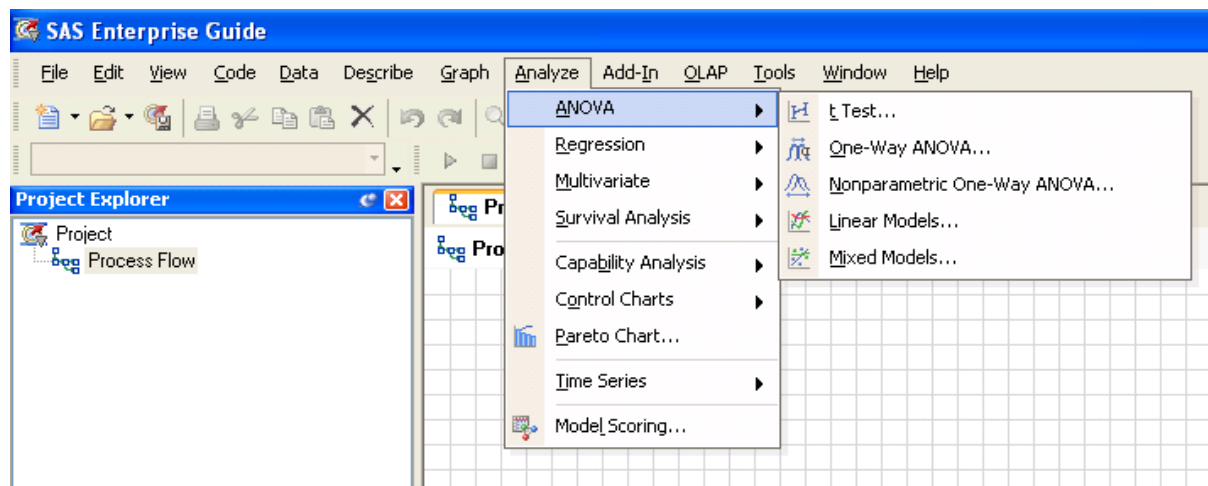
Obrázok 2: Možnosti voľby DOE pre systém SAS JMP, osem rôznych funkcií návrhov.

6. Aplikácia v systéme SAS EG – príklad ANOVA

Výrobca papiera si želá preskúmať vplyv drevného koncentrátu v zmesi na pevnosť v ťahu papiera a prípadnou vhodnou zmenou percenta koncentrátu zväčšiť pevnosť v ťahu. Z hľadiska ekologickej hospodárnosti by obsah drevného koncentrátu nemal presiahnuť 20 %. Technici preskúmajú štyri úrovne (5 %, 10 %, 15 % a 20 %) po 6 opakovaní na každej úrovni pevnosti v ťahu. Ide o úplne znáhodnený jedno-faktorový experiment.

Tabuľka 1: Vstupné údaje k príkladu.

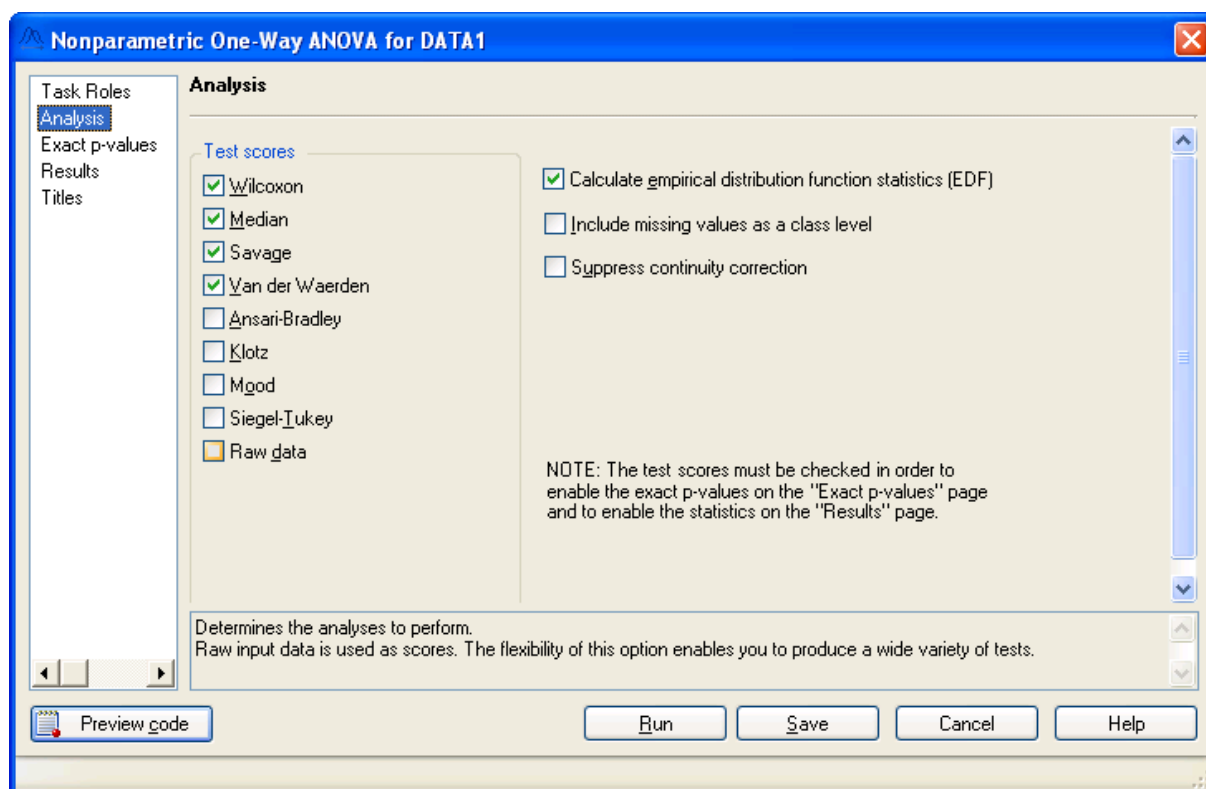
drevný koncentrát	replikácie					
5 %	8	9	14	12	10	9
10 %	12	16	12	19	18	14
15 %	14	17	18	16	15	19
20 %	19	24	21	24	17	21



Obrázok 3: Analýza ANOVA v menu SAS EG.

Funkcia ANOVA umožňuje zvoliť alternatívne váženú formu metódy ANOVA, Welchov test (váhy sú ekvivalentné variabilite pri danej úrovni faktora) a testy homoskedasticity v súbore. Na testovanie ponúka Levenov test, test podľa Browna a Forsytha a Bartlettov test. Welchov test je dobrou alternatívou v prípade heteroskedasticity rozptylov. Rovnako je možné si zvoliť metodiku viacnásobného porovnávania priemerov podskupín (z ôsmich ponúkaných testov, ktoré sú široko rozšírené, napr. Bonferroniho, Tukeyho, Duncanov, Dunnettov a pod.) a hladinu významnosti pre test (Means/Breakdown). Posledné tri časti funkcie ANOVA umožňujú zostrojiť grafy (Plots), prezentovať a uložiť do pamäte výsledky (Results) a zvoliť si popis grafov a tabuliek (Titles).

Systém SAS EG rovnako ponúka vo funkcii nazvanej Kruskal-Wallisov test, rovnomenný test, ktorý je neparametrickou alternatívou metódy ANOVA. Možnosti tejto analýzy zachytáva obr. 7.



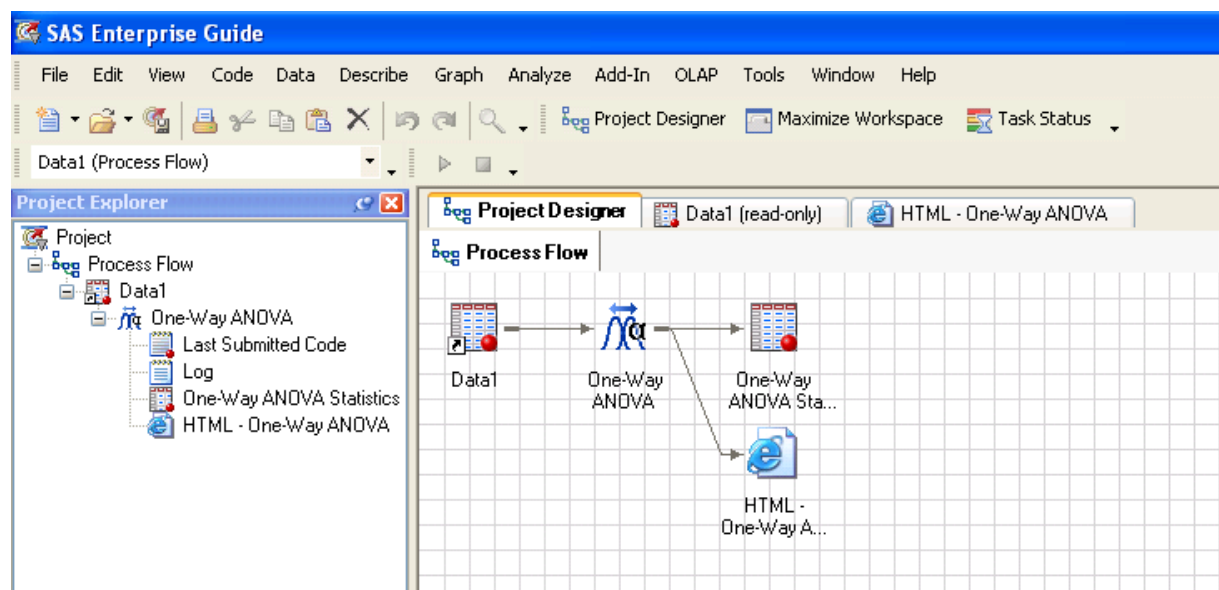
Obrázok 4: Ilustračný príklad neparametrickej funkcie analýzy rozptylu označenej Kruskal-Wallisov test.

Predpokladom použitia klasickej ANOVA, oproti jej neparametrickej alternatíve je, že údaje sú normálne rozdelené. Samostatná funkcia umožňuje testovať zhodu súboru s jedným z ponúkaných rozdelení. Údaje z príkladu spĺňajú predpoklad, že majú normálne rozdelenie.

7. Záver

Navrhovanie experimentov je metodika, ktorá sa používa pred samotným uskutočnením experimentu, pred tým ako sa vôbec začne niečo testovať, merať, skúšať alebo sledovať. Experimentovanie sa používa za účelom pochopenia a zlepšenia systému. Navrhovanie sa často používa pri zabezpečovaní kvality. Teda je prirodzené, že niekedy návrh experimentu nie je optimálny (najlepší) a potom treba celý experiment zopakovať a to tak, aby faktory ovplyvňujúce skúmanú premennú, boli čo možno najlepšie skombinované. Niekedy postačuje upraviť model.

V príspevku sú naznačené možnosti štatistického balíka SAS, jeho častí a modulov použiteľných pri vytváraní návrhov experimentov. Jednoduchý príklad zisťovania účinkov jedného faktora je uvedený v závere príspevku. Výsledky príkladu umožňuje modul SAS EG priamo aj publikovať na internetovej stránke.



Obrázok 5: V hárku Pribeh procesu sa vytvorila štruktúra ikon znázorňujúca kroky, ktoré systém SAS EG postupne vykonal.

Publikácia vznikla s príspevom grantovej agentúry VEGA v rámci projektov:

- VEGA 1/3182/06 Zlepšovanie kvality produkcie strojárskych výrobkov pomocou moderných štatistických metód a
- VEGA 1/0437/08 Kvantitatívne metódy v stratégii šesť sigma.

Literatúra

- [1] STN ISO 3534-3: Štatistika. Slovník a značky. Časť 3: Navrhovanie experimentov 2003.
- [2] JAROŠOVÁ, E.: Navrhování experimentů. Skriptá Vysoké školy ekonomické v Praze 1998 (ISBN 80-7079-321-X).
- [3] PALENČÁR, R., RUIZ, J. M., JANIGA, I., HORNÍKOVÁ, A.: Štatistické metódy v metrologických a skúšobných laboratóriách, Grafické štúdio Juriga, 2001.
- [4] SAS INSTITUTE INC. 2002: Getting Started with SAS 9 ADX Interface for Design of Experiments. Cary, NC: SAS Institute Inc. ISBN 1-58025-990-1.
- [5] SAS INSTITUTE INC. 2002: SAS/QC 9 User's Guide, Volumes 1, 2, and 3. Cary, NC: SAS Institute Inc. ISBN 1-58025-987-1.
- [6] SAS INSTITUTE INC. 2005: System Requirements for SAS 9.1.3 Foundation for Microsoft Windows, Cary, NC: SAS Institute Inc.
- [7] TEREK, M., HRNČIAROVÁ, E.: Štatistické riadenie kvality, Edícia ekonómia, 2004.
- [8] WIMMER, G.: Štatistické metódy v pedagogike, Gaudeamus, 1993.

Adresa autorky:

Adriana Horníková, Ing., Mgr. PhD.
 Ekonomická univerzita v Bratislave, FHI KŠ
 Dolnozemska cesta 1/B
 853 25 Bratislava
 ahornik@euba.sk

Regionálne disparity na Slovensku hodnotené súhrnným indikátorom úrovne chudoby

Regional Disparities in Slovakia Evaluated by Composite Indicator of Poverty Level

Oto Hudec, Tomáš Želinský

Abstract: The paper deals with regional disparities in Slovakia. There exist several approaches to their analysis. An analysis of regional disparities based on poverty indicators used by the European Commission in the EU-SILC project is presented. A *composite indicator of poverty level* reflecting several dimensions of poverty is proposed to be used as a new alternative for measurement of certain socio-economic dimensions of regional disparities.

Kľúčové slová: chudoba, SILC, regionálne disparity, multikriteriálne hodnotenie.

1. Úvod

Nerovnomerný vývoj medzi regiónmi je badateľný takmer v každej krajine a inak tomu nie je ani na Slovensku. Regionálne disparity sú komplexným javom, ktorý má mnohé dimenzie. V našom článku sa sústreďíme na jeden zo sociálno-ekonomických rozmerov regionálnych disparít z pohľadu chudoby. Údaje dostupné k indikátorom používaným Európskou úniou v procese analyzovania chudoby (EU-SILC) transformujeme pomocou vhodnej metódy multikriteriálneho hodnotenia a vytvoríme tak súhrnný indikátor úrovne chudoby v regiónoch SR. Môžeme predpokladať, že takýmto súhrnným indikátorom dokážeme lepšie vystihnúť rozdiely v úrovni chudoby v regiónoch SR.

2. Regionálny profil chudoby na Slovensku

Cieľom tejto časti je zhodnotiť rozdiely v úrovni chudoby medzi regiónmi Slovenska, pričom budeme využívať súbor Laekenských indikátorov používaných Európskou komisiou na hodnotenie chudoby v krajinách EÚ (viď napr. [1], [2], [3], [4] a pod.). Hoci súbor indikátorov bol v roku 2006 upravený [2], budeme vychádzať z pôvodných indikátorov z roku 2001 [1], keďže v roku 2006 boli stále v platnosti.

Uvedené indikátory sú navrhnuté na hodnotenie chudoby na národnej úrovni, v práci prinášame pohľad na regionálnej úrovni (za región považujeme územnú jednotku NUTS 3). Uvádzame iba tie indikátory, ku ktorým boli dostupné vstupné údaje nevyhnutné pre výpočet.

Tabuľka 1: Vstupné údaje o chudobe v krajoch SR (za rok 2006)

Kraj	A	B	C	D	E		F	
					M	Ž	40%	70%
Bratislavský kraj	7,29	7,60	0,70	0,41	72,12	78,93	4,65	8,39
Trnavský kraj	8,39	3,31	0,15	1,78	70,59	78,06	2,82	15,07
Trenčiansky kraj	10,69	4,24	0,12	1,64	71,50	79,09	3,86	18,55
Nitriansky kraj	11,76	3,38	0,15	3,58	70,00	77,96	4,57	10,87
Žilinský kraj	10,87	3,77	0,18	2,32	70,09	78,51	3,26	18,07
Banskobystrický kraj	13,27	3,59	0,30	6,97	69,25	77,63	2,67	20,31
Prešovský kraj	15,71	3,20	0,19	5,62	70,61	78,48	4,59	22,56
Košický kraj	13,06	3,68	0,46	6,29	69,22	77,39	4,80	18,22

Pokračovanie tabuľky 1

Kraj	G	H	I	J
Bratislavský kraj	0,39	22,28	0,20	6,66
Trnavský kraj	0,22	41,47	1,21	7,49
Trenčiansky kraj	0,30	40,09	1,08	4,52
Nitriansky kraj	0,24	53,02	2,66	8,37
Žilinský kraj	0,27	45,38	1,62	6,41
Banskobystrický kraj	0,25	59,50	5,22	10,55
Prešovský kraj	0,24	56,23	4,16	10,42
Košický kraj	0,25	58,60	4,76	7,29

Legenda: **A:** miera rizika chudoby – **B:** pomer príjmov horného a dolného kvintilu – **C:** regionálna kohézia – **D:** miera dlhodobej nezamestnanosti – **E:** očakávaná dĺžka života pri narodení (M: muži, Ž: ženy) – **F:** rozptyl okolo hranice rizika chudoby (40% a 70% mediánového príjmu) – **G:** Giniho koeficient – **H:** podiel dlhodobej nezamestnanosti na celkovej nezamestnanosti – **I:** miera veľmi dlhodobej nezamestnanosti – **J:** osoby s nízkou úrovňou vzdelania.

Zdroj: spracované podľa údajov [5], RegDat (ŠÚ SR), ÚPSVaR.

Všetky zistené hodnoty k týmto ukazovateľom prezentujeme v prehľadnej tabuľke č. 1, na ktorú sa budeme odvolávať aj v ďalšom texte. Jednotlivé ukazovatele v tabuľke sú popísané v legende.

2.1 Miera rizika chudoby

Mierou rizika chudoby rozumieme podiel osôb s ekvivalentným disponibilným príjmom nižším ako 60% mediánu národného ekvivalentného príjmu.

Z tab. 1 vyplýva, že najvyšší podiel ľudí s disponibilným príjmom pod hranicou chudoby sa nachádza v Prešovskom kraji (15,71%) a najnižší v Bratislavskom kraji (7,29%).

2.2 Pomer príjmov horného a dolného kvintilu

Ukazovateľ počítame ako pomer celkového príjmu, ktorý dosiahlo 20% populácie s najvyššími príjmami (horný kvintil) k príjmu, ktorý dosiahlo 20% populácie s najnižšími príjmami (dolný kvintil). Indikátor zachytáva príjmovú nerovnosť a vyjadruje, koľkonásobne viac príjmu pripadne 20 percentám najbohatších ľudí v porovnaní s 20 percentami najchudobnejších ľudí v regióne. Nami uskutočnený výpočet tohto ukazovateľa vychádza z rozdelenia početností jednotlivých príjmových skupín (v publikácii [5]), tzn. výpočet je len približný (v prípade užších intervalov by sme získali presnejšie hodnoty).

Zaujímavé je venovať pozornosť úrovni rozdielov, keď Bratislavský kraj vykazuje najnižší podiel chudobných, no najvyššiu úroveň príjmovej nerovnosti. Naopak Prešovský kraj je charakteristický najvyššou mierou chudoby a najnižšou úrovňou príjmovej nerovnosti.

2.3 Regionálna kohézia

Účelom ukazovateľa regionálnej kohézie na národnej úrovni je zachytiť regionálne disparity v krajine z pohľadu zamestnanosti. Pôvodný ukazovateľ regionálnej kohézie počítame ako variačný koeficient mier zamestnanosti na úrovni NUTS 2, no vzhľadom na to, že naším cieľom je charakterizovať rozdiely v rámci regiónov (tzn. medzi okresmi), vyjadríme koeficient pre regióny úrovne NUTS 3 (tzn. počítame ho z mier zamestnanosti na úrovni okresov v rámci samosprávnych krajov). Na výpočet hodnoty ukazovateľa regionálnej kohézie nepoužívame klasický vzťah pre výpočet variačného koeficientu ako pomer odchýlky a aritmetického priemeru, pre skutočný výpočet pozri napr. [1].

Vysoké hodnoty ukazovateľa sú spojené s vyššou nesúrodosťou mier zamestnanosti v rámci regiónu. Najvyššie hodnoty vykazujú Bratislavský a Košický kraj, no tu je potrebné uvedomiť si, že tieto vysoké hodnoty môžu byť spôsobené extrémnymi hodnotami mier zamestnanosti v niektorých okresoch (napr. v okrese Bratislava I miera zamestnanosti

(počítaná ako pomer pracujúcich k obyvateľstvu v produktívnom veku v danom podniku) nadobúda hodnotu 2,67), čo môže výrazne skresľovať hodnoty.

2.4 Miera dlhodobej nezamestnanosti

Mierou dlhodobej nezamestnanosti rozumieme podiel dlhodobo nezamestnaných (t. j. nezamestnaných dlhšie ako 12 mesiacov) na celkovom počte obyvateľov v produktívnom veku.

Najväčšie problémy s nezamestnanosťou sa vyskytujú na východnom Slovensku a v Banskobystrickom kraji, kde sa podiel dlhodobo nezamestnaných na aktívnom obyvateľstve pohybuje na úrovni okolo 6%. Naopak, situácia je najpriaznivejšia okolo hlavného mesta (t. j. Bratislavský, Trnavský a Trenčiansky kraj).

2.5 Očakávaná dĺžka života pri narodení

Očakávaná (stredná) dĺžka života pri narodení je priemerný počet rokov, ktoré v priemere ešte prežije práve narodená osoba za predpokladu, že sa úmrtnostné pomery nezmenia [6].

Z údajov v tabuľke 1 vyplýva, že najvyšší predpokladaný vek pri narodení dosahujú obyvatelia Bratislavského kraja (72,12 rokov u mužov a 78,93 u žien), naopak najkritickejšia situácia je v Košickom kraji (69,22 rokov u mužov a 77,39 u žien). Rozdiely medzi strednou dĺžkou života pri narodení mužov a žien sa významne líšia, pričom najvýraznejšie rozdiely sú v Žilinskom kraji (8,42 rokov) a najmenšie v Bratislavskom kraji (6,81 rokov).

2.6 Rozptyl okolo hranice rizika chudoby

Ukazovateľ zachytáva percentuálny podiel osôb s ekvivalentným disponibilným príjmom pod 40%, 50% a 70% národného mediánu ekvivalentného príjmu. Indikátor teda vyjadruje, aký by bol podiel chudobných, ak by hranica chudoby bola určená ako 40% (resp. 50% alebo 70%) mediánového príjmu.

Ak by bola hranica chudoby určená ako 40% mediánového príjmu (ďalej len 40-percentná hranica chudoby), podiel ľudí považovaných za chudobných by bol v každom kraji približne rovnaký a pohyboval by sa v intervale 2,67% (Banskobystrický kraj) až 4,80% (Košický kraj). Výraznejšie rozdiely sa prejavajú, ak je hranica chudoby určená ako 70% mediánového príjmu, kedy ukazovateľ nadobúda hodnoty od 8,39% (Bratislavský kraj) do 22,56% (Prešovský kraj).

2.7 Príjmová nerovnosť meraná Giniho koeficientom

Giniho koeficient vychádza z Lorenzovej krivky, ktorá vyjadruje vzťah medzi relatívnymi kumulatívnymi početnosťami obyvateľstva a relatívnymi kumulatívnymi početnosťami ich príjmov. Môže nadobúdať hodnoty z intervalu $\langle 0; 1 \rangle$, pričom ak $Gini = 0$, ide o úplnú rovnosť v spoločnosti, kde každý člen spoločnosti dostáva rovnaký príjem a ak $Gini = 1$, v spoločnosti ide o absolútnu nerovnosť, keď jeden člen spoločnosti dostáva 100% príjmov spoločnosti. [7]

Za kraj s najnižšou mierou príjmovej nerovnosti možno považovať Trnavský kraj (0,22) a naopak najvyššia príjmová nerovnosť je v Bratislavskom kraji (0,39).

Opäť je potrebné upozorniť, že výpočet tohto ukazovateľa vychádza z rozdelenia početností jednotlivých príjmových skupín v publikácii [5], čiže výpočet je len približný (v prípade užších intervalov by sme získali presnejšie hodnoty).

2.8 Podiel dlhodobej nezamestnanosti na celkovej nezamestnanosti

Jedným z problémov úzko súvisiacich s problémom chudoby a sociálneho vylúčenia je dlhodobá nezamestnanosť (t. j. doba evidencie dlhšia ako jeden rok). U týchto osôb môže byť podstatným problémom strata pracovných návykov a následné zložitejšie zaradenie sa do pracovného procesu [8].

Podiel dlhodobej nezamestnanosti na celkovej nezamestnanosti vyjadruje, aká časť z nezamestnaného obyvateľstva je vedená v evidencii uchádzačov o zamestnanie dlhšie ako jeden rok.

Kým v Bratislavskom kraji predstavujú dlho nezamestnaní len približne 22-percentný podiel na celkovej nezamestnanosti, v Košickom kraji je tento podiel skoro 60-percentný. V členení podľa pohlavia zisťujeme, že najmenej kritickou skupinou sú muži v Bratislavskom kraji a naopak, najkritickejšou skupinou sú ženy v Banskobystrickom kraji.

2.9 Miera veľmi dlhodobej nezamestnanosti

Mierou veľmi dlhodobej nezamestnanosti rozumieme podiel osôb vedených v evidencii uchádzačov o zamestnanie dlhšie ako dva roky na ekonomicky aktívnom obyvateľstve.

Medzi regióny s najvyšším rizikom dlhodobej nezamestnanosti možno zaradiť Banskobystrický (5,22%), Košický (4,76%) a Prešovský kraj (4,16%). Miera dlhodobej nezamestnanosti v týchto krajoch je rádovo 20-krát až 25-krát vyššia ako napríklad v Bratislavskom kraji (0,2%).

2.10 Osoby s nízkou úrovňou vzdelania

Osobami s nízkou úrovňou vzdelania rozumieme dospelú populáciu, u ktorej najvyššie dosiahnuté vzdelanie je na úrovni ISCED 0, 1 alebo 2 (tzn. osoby s ukončeným základným vzdelaním).

Ako je zrejmé z tabuľky 1, najnižší podiel osôb s nízkou úrovňou vzdelania sa nachádza v Trenčianskom kraji (4,52%) a najvyšší podiel v Banskobystrickom a Prešovskom kraji (okolo 10,5%). V ostatných častiach Slovenska sa tento podiel pohybuje na úrovni okolo 7%.

3. Súhrnné hodnotenie úrovne chudoby v regiónoch SR

V tejto časti ponúkame súhrnné hodnotenie úrovne chudoby v regiónoch SR podľa indikátorov uvedených v predchádzajúcej časti. Budeme pritom využívať jednoduchú metódu multikriteriálneho hodnotenia založenú na súčte poradí.

Súhrnný indikátor úrovne chudoby pre každý kraj určíme podľa vzťahu (1):

$$SIUCH = \sum_{i=1}^n v_i \cdot R_i, \text{ kde} \quad (1)$$

R_i je poradie priradené sledovanému kraju v porovnaní s ostatnými kraji vzhľadom na i -ty ukazovateľ chudoby. R_i môže nadobúdať hodnoty z intervalu $\langle 1; 8 \rangle$, pričom 1 – *pozitívne hodnotenie*: región s najpriaznivejšou situáciou; 8 – *negatívne hodnotenie*: región s najmenej priaznivou situáciou. Kritériami rozumieme indikátory chudoby: *miera rizika chudoby, pomer príjmov horného a dolného kvintilu, regionálna kohézia, miera dlhodobej nezamestnanosti, očakávaná dĺžka života pri narodení, rozptyl okolo hranice rizika chudoby, príjmová nerovnosť meraná Giniho koeficientom, podiel dlhodobej nezamestnanosti na celkovej nezamestnanosti, miera veľmi dlhodobej nezamestnanosti a osoby s nízkou úrovňou vzdelania*.

v_i je váha i -tého kritéria. Pre každý ukazovateľ uvažujeme pri výpočte rovnaké váhy (t. j. $v_i = 1$). Výnimku tvoria dva indikátory: *stredná dĺžka života pri narodení* (ktorá je v členení podľa pohlavia) a *rozptyl okolo hranice chudoby* (kde sú definované hranice 40% a 70% mediánového príjmu). Tieto indikátory sledujeme na dvoch čiastkových úrovniach, ktorým priradíme váhy $v_i = 0,5$ (tzn. v súčte 1 pre každý z indikátorov).

Uskutočnením multikriteriálneho hodnotenia (tab. 2) zisťujeme, že z pohľadu uvedených indikátorov možno za kraje s najvyššou úrovňou chudoby považovať Banskobystrický kraj (64,0) a Košický kraj (62,5). Naopak medzi kraje s najnižšou úrovňou chudoby môžeme zaradiť Trnavský kraj (28,0) a Trenčiansky kraj (31,5).

Tabuľka 2: Súhrnný indikátor úrovne chudoby

Kraj	A	B	C	D	E		F		G	H	I	J	Σ
					M	Ž	40%	70%					
Bratislavský kraj	1	8	8	1	1	2	7	1	8	1	1	3	36,5
Trnavský kraj	2	2	2	3	4	5	2	3	1	3	3	5	28,0
Trenčiansky kraj	3	7	1	2	2	1	4	6	7	2	2	1	31,5
Nitriansky kraj	5	3	3	5	6	6	5	2	3	5	5	6	44,5
Žilinský kraj	4	6	4	4	5	3	3	4	6	4	4	2	41,5
Banskobystrický kraj	7	4	6	8	7	7	1	7	4	8	8	8	64,0
Prešovský kraj	8	1	5	6	3	4	6	8	2	6	6	7	51,5
Košický kraj	6	5	7	7	8	8	8	5	5	7	7	4	62,5

Legenda: A: miera rizika chudoby – B: pomer príjmov horného a dolného kvintilu – C: regionálna kohézia – D: miera dlhodobej nezamestnanosti – E: očakávaná dĺžka života pri narodení (M: muži, Ž: ženy) – F: rozptyl okolo hranice rizika chudoby (40% a 70% mediánového príjmu) – G: Giniho koeficient – H: podiel dlhodobej nezamestnanosti na celkovej nezamestnanosti – I: miera veľmi dlhodobej nezamestnanosti – J: osoby s nízkou úrovňou vzdelania.

Zdroj: vlastná tabuľka

Výsledné hodnoty indikátora z tabuľky 2 je možné preniesť do jednoduchej mapy (kartogramu), čím získavame grafický pohľad na priestorové rozloženie chudoby v samosprávnych krajoch SR (obr. 1).



Obrázok 1: Súhrnný indikátor úrovne chudoby

Zdroj: vlastná mapa

Bratislavský kraj je takmer podľa všetkých indikátorov hodnotený pozitívne. Na zvýšenie hodnotu súhrnného indikátora najviac vplývali ukazovatele príjmovej nerovnosti

(pomer príjmov horného a dolného kvintilu a Giniho koeficient), regionálna kohézia a rozptyl okolo 40-percentnej hranice chudoby.

Naopak Prešovský kraj je podľa väčšiny ukazovateľov hodnotený negatívne a medzi hlavné ukazovatele, ktoré znižujú hodnotu súhrnného indikátora úrovne chudoby môžeme považovať ukazovatele príjmovej nerovnosti (podobne, ako je tomu v prípade Bratislavského kraja).

4. Záver

V článku sme priniesli pohľad na regionálne disparity na Slovensku v kontexte chudoby. Výstupom je analýza postavenia regiónov SR podľa vybraných indikátorov na monitorovanie chudoby v EÚ. Na základe tejto analýzy sme boli schopní vytvoriť jednoduchú mieru zachytávajúcu rozdiely v úrovni chudoby medzi jednotlivými regiónmi SR – *súhrnný indikátor úrovne chudoby*. Takto navrhnutý indikátor poskytuje komplexný pohľad na chudobu a jedinou hodnotou umožňuje zachytiť jej viaceré dimenzie. Podľa neho môžeme za kraje s najvyššou úrovňou chudoby považovať Banskobystrický kraj a Košický kraj. Naopak medzi kraje s najnižšou úrovňou chudoby môžeme zaradiť Trnavský kraj a Trenčiansky kraj.

5. Literatúra

- [1]EURÓPSKA KOMISIA: *“Laeken Indicators” – Detailed calculation methodology*. Luxemburg: Európska komisia – Eurostat, 2003.
- [2]EURÓPSKA KOMISIA: *Portfolio of Overarching Indicators and Streamlined Social Inclusion, Pensions, and Health Portfolios*. Brusel: Európska komisia – Employment, Social Affairs and Equal Opportunities, 2006.
- [3]IVANČÍKOVÁ, L.: Zisťovanie o príjmoch a životných podmienkach (EU-SILC) In: ŠEBOVÁ, M. (ed): *Otázky merania chudoby*. Bratislava: Friedrich Ebert Stiftung, e. V., 2004. ISBN 80-89149-02-2.
- [4]PAŽITNÁ, M., IVANČÍKOVÁ, L., RUBLÍKOVÁ, E.: Metodika zisťovania chudoby v Európskej únii a na Slovensku. In *Slovenská štatistika a demografia : vedecký časopis*. ISSN 1210-1095. Roč. 15, č. 3-4 (2005), s. 61-71.
- [5]ŠÚ SR: *EU SILC 2006: Zisťovanie o príjmoch a životných podmienkach domácností v SR*. Bratislava: Štatistický úrad SR, 2007.
- [6]ŠÚ SR: *Metodické vysvetlivky: Obyvateľstvo*. [online]. Bratislava: Štatistický úrad Slovenskej republiky, 2008. [citované 16. júna 2008]. Dostupné na: <http://www.statistics.sk/pls/elisw/utlData.htmlBodyWin?uic=61>.
- [7]HUDEC, O., SISÁKOVÁ, J., TARTALOÁVÁ, A., ŽELINSKÝ, T.: *Štatistické metódy v ekonomických vedách*. Košice: EkF TU, 2007. ISBN 978-80-8086-059-2.
- [8]HUDEC, O., DŽUPKA, P., ŽELINSKÝ, T.: *Prognóza vývoja investičného prostredia Košického samosprávneho kraja*. 1. vydanie. Košice: Košický samosprávny kraj, 2006.

Adresy autorov:

Oto Hudec, doc. RNDr. CSc.
TU Košice, Ekonomická fakulta
Letná 9, 040 01 Košice
oto.hudec@tuke.sk

Tomáš Želinský, Ing.
TU Košice, Ekonomická fakulta
Letná 9, 040 01 Košice
tomas.zelinsky@tuke.sk

Príspevok bol napísaný s podporou Vedeckej grantovej agentúry MŠ SR a SAV v rámci riešenia vedecko-výskumného projektu
VEGA 1/0370/08 Regionálny prístup k meraniu sociálneho kapitálu a chudoby.

Vzdialenosti krajov a zhluky krajov podľa životnej úrovne (2006) Distance of region and cluster of region by standard of living (2006)

Jozef Chajdiak

Kľúčové slová: kraj, životná úroveň, vzdialenosť, zhluk, Wardova metódy, Mahalanobisová vzdialenosť

Key words: region, standard of living, distance, cluster, Ward's method, Mahalanobise's distance

Abstract: Author indicate living level with help six indicators from databaza RegStat. Distance between regions computes on ground Mahalanobise definition distance. To clustering used Ward's method.

Porovnávanie podľa dosiahnutej životnej úrovne je veľmi častou úlohou v sociálno-ekonomických analýzach. Pojem „životná úroveň“ predstavuje syntetickú vlastnosť a k jeho naplneniu musíme špecifikovať množinu čiastkových ukazovateľov. Ukazovatele musia byť dostupné, časť metód ich agregácie vyžaduje nezávislosť ich hodnôt. V tomto príspevku sme použili šesť ukazovateľov a ich hodnoty z databázy RegStat Štatistického úradu SR za rok 2006:

- stredná dĺžka života pri narodení mužov (E0M06),
- stredná dĺžka života pri narodení žien (E0Z06),
- priemerná hrubá mesačná mzda (MZD06),
- miera evidovanej nezamestnanosti (NEZ06),
- podiel obyvateľov zásobovaných vodou z verejných vodovodov (VODA06) a
- podiel obyvateľov napojených verejnú kanalizačnú sieť (KAN06).

Dosiahnuté hodnoty ukazovateľov v roku 2006 v jednotlivých krajoch sú uvedené v tab. 1.

Tab.1 Hodnoty ukazovateľov za rok 2006

KRAJ	E0M06	E0Z06	MZD06	NEZ06	VODA06	KAN06
BA	72,12	78,93	26910	2,29	98,9	85,1
TT	70,59	78,06	18637	5,22	96,5	52,8
TN	71,5	79,09	18194	5,19	73,2	46,6
NR	70	77,96	17444	9,09	89,9	45,2
ZI	70,09	78,51	17723	7,03	86,3	51,7
BB	69,25	77,63	17049	16,12	90,3	59,6
PO	70,61	78,48	16253	13,68	73,5	51
KE	69,22	77,39	19951	15,18	76,2	56,4

Korelačná matica z hodnôt ukazovateľov je nasledujúca:

2006	E0M06	E0Z06	MZD06	NEZ06	VODA06	KAN06
E0M06	1					
E0Z06	0,905	1				
MZD06	0,593	0,327	1			
NEZ06	-0,826	-0,744	-0,549	1		
VODA06	0,173	-0,049	0,494	-0,448	1	
KAN06	0,435	0,203	0,899	-0,295	0,547	1

Vidíme, že najvyššia miera vzájomnej lineárnej závislosti je medzi strednou dĺžkou života mužov a žien a tiež medzi hrubou mzdou a podielom napojených na kanalizačnú sieť. Miera nezamestnanosti má prirodzene záporné hodnoty koeficientov korelácie (jej žiaduci vývoj je pokles). Najnižšia miera vzájomnej závislosti je medzi podielom napojených na vodovod a strednou dĺžkou života žien aj mužov.

Kovariačná matica S a jej inverzná matica S^{-1} sú nasledujúce:

S 2006	E0M06	E0Z06	MZD06	NEZ06	VODA06	KAN06
E0M06	0,901944	0,483484	1776,11	-3,80173	1,5645	4,88575
E0Z06	0,483484	0,316548	581,1117	-2,03092	-0,26513	1,348188
MZD06	1776,11	581,1117	9956868	-8395,45	14848,2	33537,33
NEZ06	-3,80173	-2,03092	-8395,45	23,51273	-20,6811	-16,9048
VODA06	1,5645	-0,26513	14848,2	-20,6811	90,6625	61,615
KAN06	4,88575	1,348188	33537,33	-16,9048	61,615	139,83

S^{-1} 2006	E0M06	E0Z06	MZD06	NEZ06	VODA06	KAN06
E0M06	14,95976	-21,0815	-0,00224	-0,15835	-0,17712	0,276167
E0Z06	-21,0815	86,57669	0,01652	9,534317	2,944026	-4,20491
MZD06	-0,00224	0,01652	4,57E-06	0,002465	0,000711	-0,00119
NEZ06	-0,15835	9,534317	0,002465	1,638213	0,466092	-0,68505
VODA06	-0,17712	2,944026	0,000711	0,466092	0,15025	-0,20267
KAN06	0,276167	-4,20491	-0,00119	-0,68505	-0,20267	0,330664

K výpočtom korelačnej a kovariačnej matice sme použili nástroje Excelu: Correlation a Covariance. V výpočtu inverznej matice funkciu MINVERSE.

Matica vzdialeností

Vidíme, že medzi dvojicami ukazovateľov je určitý stupeň vzájomnej závislosti a tak použitie Euklidovskej miery závislosti je v určitom aspekte nie plne korektné.

Použitie Mahalanobisovej vzdialenosti dM_{ij}

$$dM_{ij} = (x_i - x_j) S^{-1} (x_i - x_j)'$$

zohľadňuje mieru závislostí medzi hodnotami čiastkových ukazovateľov.

X_i – vektor (E0M06_i, E0Z06_i, MZD06_i, NEZ06_i, VODA06_i, KAN06_i) čiastkových ukazovateľov životnej úrovne v i-tom kraji,

S^{-1} – inverzná matica z hodnôt kovariačnej matice čiastkových ukazovateľov,

i – kraj (i = BA, TT, TN, NR, ZI, BB, PO, KE)

Vypočítané vzdialenosti medzi jednotlivými krajmi sú nasledujúce (k výpočtu sme použili funkciu MMULT):

dM2006	BA	TT	TN	NR	ZI	BB	PO	KE
BA	0							
TT	16,00	0						
TN	12,72	12,88	0					
NR	15,97	15,96	12,11	0				
ZI	15,53	15,47	9,78	15,73	0			
BB	13,23	13,37	15,98	12,66	10,48	0		
PO	14,30	14,18	6,30	14,70	15,62	7,18	0	
KE	16,00	16,00	12,89	15,96	15,47	13,38	14,17	0

Najväčšia vzdialenosť je medzi BA a KE a medzi TT a KE. Najmenšia je vzdialenosť medzi TN a PO a potom medzi ZI a BB.

Zhluky krajov

K zhlukovaniu krajov podľa dosiahnutej životnej úrovne vyjadrenej šesticou vyššie uvedených ukazovateľov v roku 2006 použijeme Wardovú metódu a systém SAS.

Zápis programu riešiaci úlohu je nasledujúci:

```

TITLE 'KRAJE SR 2006';
data kraj06 (type=distance);
input (BA TT TN NR ZI BB PO KE) (6.2) @50 meno $2.;
cards;
0 BABA
16.00 0 TT
12.72 12.8 0 TN
15.97 15.96 12.11 0 NR
15.53 15.47 9.78 15.73 0 ZI
13.23 13.37 15.98 12.66 10.48 0 BB
14.30 14.18 6.30 14.70 15.62 7.18 0 PO
16.00 16.00 12.89 15.96 15.47 13.38 14.17 0 KE
;
proc cluster data=kraj06 method=ward pseudo;
TITLE 'KRAJE SR 2006';
id meno;
run;
proc tree horizontal space=1;
TITLE 'KRAJE SR 2006';
id meno;
run;

```

Výstupom je postup zhlukovania a dendrogram:

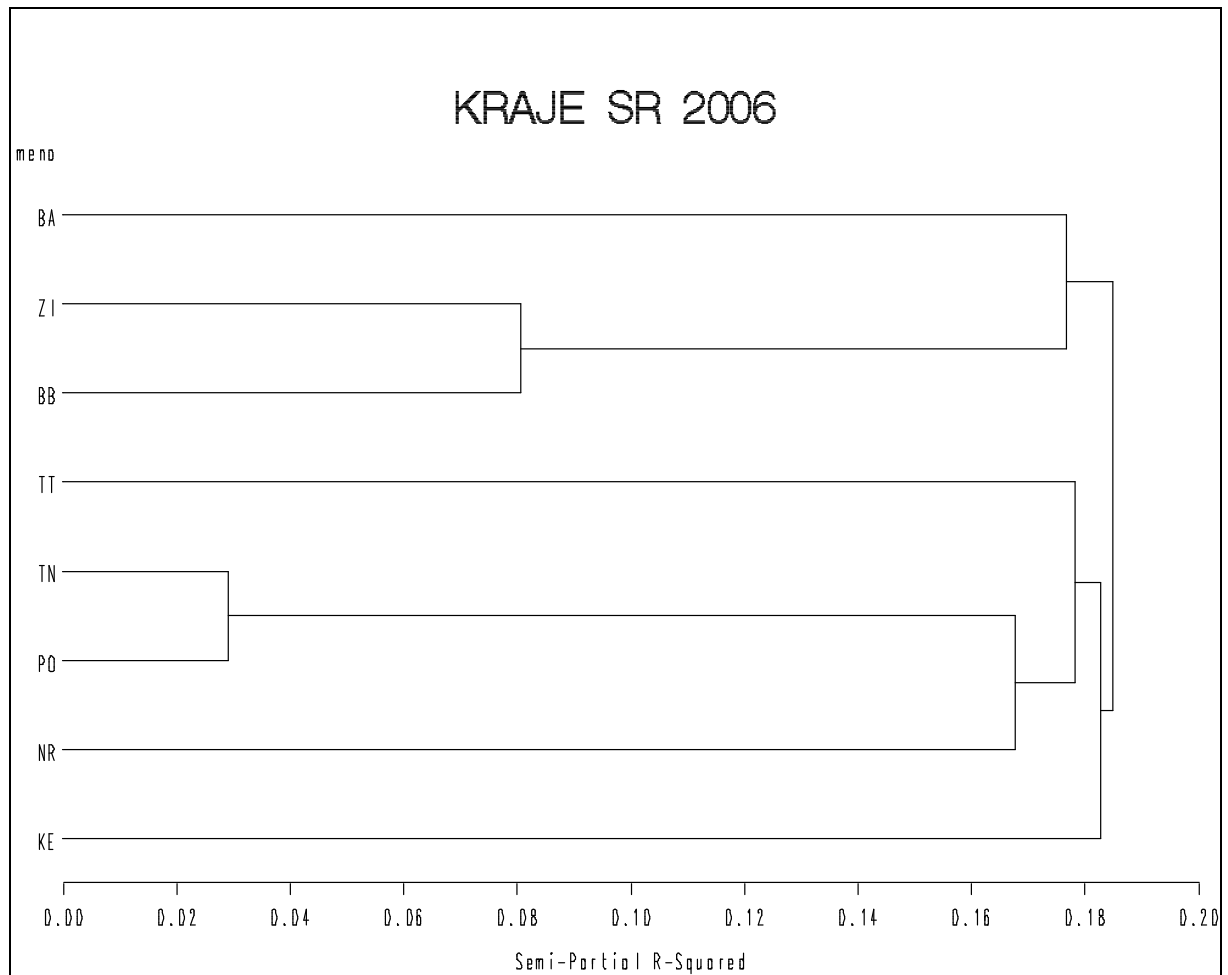
KRAJE SR 2006

The CLUSTER Procedure
Ward's Minimum Variance Cluster Analysis

Root-Mean-Square Distance Between Observations = 13.95116

Cluster History

NCL	--Clusters Joined--		FREQ	SPRSQ	RSQ	PSF	PST2	T i e
7	TN	PO	2	0.0291	.971	5.6	.	
6	ZI	BB	2	0.0806	.890	3.2	.	
5	CL7	NR	3	0.1678	.722	2.0	5.8	
4	BA	CL6	3	0.1768	.546	1.6	2.2	
3	TT	CL5	4	0.1782	.368	1.5	1.8	
2	CL3	KE	5	0.1827	.185	1.4	1.5	
1	CL4	CL2	8	0.1849	.000	.	1.4	



Vidíme, že systém SAS najprv spojil kraje TN a PO (najmenšia miera vzdialenosti), potom kraje ZI a BB (druhá najmenšia miera vzdialenosti). Prípájanie ďalších krajov je na podstatne väčšej vzdialenosti.

Celkove autor preferuje 6 zhlukov:

- TN a PO,
- ZI a BB,
- BA,
- TT,
- NR
- KE.

Záver:

Žijúci, pozorujúci a porovnávajúci človek má svoje intuitívne predstavy o životnej úrovni v jednotlivých častiach pozorovaného priestoru. Použitie exaktného postupu túto predstavu konkretizuje, detailizuje. A vo vzájomnej interakcii intuitívnych predstáv a exaktného postupu sa oba pohľady upresňujú a zbližujú.

Literatúra:

- [1] Chajdiak, J.: Štatistika jednoducho. Bratislava, Statis 2003
- [2] Chajdiak, J.: Štatistické úlohy a ich riešenie v Exceli. Bratislava, Statis 2005
- [3] Chajdiak, J. - Komorník, J. - Komorníková, M.: Štatistické metódy. Bratislava, STATIS 1999
- [4] Chajdiak, J.: Vzdialenosti medzi hodnotiteľmi a zhluky hodnotiteľov. . In. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2006/5, Bratislava, SŠDS 2006, str.74-79
- [5] Stankovičová I., Vojtková M.: Viacrozmerné štatistické metódy pre ekonómov a manažérov. IURA, Bratislava 2007
- [6] Kanderová, M. – Úradníček, V.: Štatistika a pravdepodobnosť pre ekonómov. 1. časť. OZ Financ, Banská Bystrica 2005.
- [7] Kanderová, M. – Úradníček, V.: Štatistika a pravdepodobnosť pre ekonómov. 2. časť. OZ Financ, Banská Bystrica 2007.

Adresa autora:

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.
Ústav manažmentu STU
Bratislava

Kontakt na autora:

chajdiak@statis.biz

Regionálne aspekty chudoby **Regional aspects of poverty**

Ľudmila Ivančíková, Jarmila Kubíčková

Abstract: The article presents results of Statistics of income and living conditions (EU SILC) as possible source of regional aspects of poverty. Analysis is mainly aimed at regional income disparity, at risk of poverty rate and selected indicators of material deprivation.

Key words: Poverty, EU SILC, Region.

Kľúčové slová: chudoba, EU SILC, kraj.

1. Úvod

Jedným z aspektov chudoby na Slovensku je jej regionálna diferenciácia. Viacero príspevkov týkajúcich sa analýzy chudoby a sociálneho vylúčenia podobne ako aj príspevky zamerané na príjmovú nerovnosť poukazujú na západo-východnú os rastu ohrozenia rizikom chudoby.

Príspevok prezentuje vybrané výsledky zo štatistického zisťovania EU SILC, ktoré môžu byť použité na analýzu chudoby a sociálneho vylúčenia na regionálnej úrovni, konkrétne na úrovni krajov. Zdrojom údajov je najmä databáza vytvorená z výsledkov EU SILC 2007. Pri hlavných ukazovateľoch uvádzame aj údaje za predchádzajúce roky a za Slovensko (SR). Vybrané údaje a indikátory sú triedené podľa krajov – úroveň NUTS 3.

2. Zisťovanie o príjmoch a životných podmienkach EU SILC

Zisťovanie EU SILC bolo realizované po prvýkrát v roku 2004 v 13 členských štátoch. Od roku 2005 sa realizuje vo všetkých 25 členských štátoch Európskej únie plus Nórsko a Island a postupne sa zapájajú aj ďalšie krajiny: Turecko, Rumunsko, Bulharsko a Chorvátsko. Cieľom zisťovania je získať porovnateľné a včasné údaje o príjmovej nerovnosti, úrovni a štruktúre chudoby a sociálneho vylúčenia. Údaje sú v rámci Európskej únie zdrojom pre výpočet štrukturálnych indikátorov sociálnej kohézie (Laeken indikátorov, preklenovacích indikátorov pre Otvorenú metódu koordinácie sociálnej inklúzie a tzv. „pensions“ indikátorov). Projekt sa opiera o multidimenzionálny prístup k chudobe, ktorá je v súčasnosti podporovaná vo väčšine krajín EÚ napriek tomu, že si všetci zúčastnení uvedomujú ťažkosti pri konštrukcii spoločného merania chudoby ktoré by bolo použité na porovnanie medzi krajinami s rôznou úrovňou príjmu, rôznou štruktúrou a inštitucionálnym usporiadaním.

Po skúsenostiach s Európskym panelom domácností bol projekt EU SILC vypracovaný Eurostatom ako harmonizované zisťovanie. Niektorí experti hovoria skôr o harmonizácii systému než harmonizácii zisťovania. Harmonizácia sa týka zoznamu a definícií primárnych a sekundárnych premenných, detailného obsahu správ o kvalite, klasifikácií, aspektov terénnej práce, imputačných procedúr, váženého výpočtu štandardných chýb, ako aj spoločných konceptov ako je tomu v prípade definície domácnosti a príjmu.

Na Slovensku, ale aj vo viacerých ďalších zúčastnených krajinách, sa zisťovanie realizuje ako integrované zisťovanie, čo znamená že jedno zisťovanie v teréne je zdrojom dvoch typov údajov – prierezových a longitudinálnych. Prierezové údaje sa týkajú daného času alebo určitého časového obdobia a premenných o príjme, chudobe, sociálnom vylúčení a iných životných podmienkach. Longitudinálne údaje sa týkajú zmien v čase v oblasti

príjmu, ekonomickej aktivity a ďalších dimenzií na individuálnej úrovni, sledované v 4 ročnom období.

Pre výber domácností bol použitý jednoduchý náhodný výber. Pri výbere vzorky sa vychádzalo z dvoch stratifikačných kritérií. Prvým kritériom bola geografická stratifikácia, založená na rozdelení celkového územia krajiny do ôsmich štandardných krajov zodpovedajúcich európskej úrovni NUTS 3. Druhé kritérium stratifikácie určovalo zoskupenie krajov a obcí za každý administratívny región NUTS 3 podľa stupňa urbanizácie, t.j. podľa počtu obyvateľov. Tým bola zabezpečená reprezentatívnosť na úrovni Slovenska a tiež na úrovni krajov. Nižšie regionálne úrovne nebolo možné pokryť z hľadiska náročnosti na veľkosť vzorky.

Referenčnou jednotkou zisťovania sú súkromné hospodáriace domácnosti a všetci ich súčasní členovia, ktorí v čase zberu údajov bývajú na území štátu. Počet domácností, od ktorých sa zisťovali údaje a ktoré boli akceptované do databázy bol pre EU SILC 2005 celkovo 5147 a 12 879 osôb vo veku 16 rokov a viac odpovedalo na otázky týkajúce sa jednotlivcov. Pre EU SILC 2006 bolo do databázy akceptovaných 5 433 hospodáriacich domácností a v nich sa zberali údaje za 12 797 osôb vo veku 16 rokov a viac. Pre EU SILC 2007 databáza obsahovala údaje za 4 941 hospodáriacich domácností a za 12 574 osôb vo veku 16 rokov a viac.

Na medzinárodnej úrovni z hľadiska priestoru je možné údaje za EU SILC triediť na úrovni NUTS1 (územie celého štátu) a NUTS 2 (v prípade Slovenska je to oblasť bratislavského regiónu, západné, stredné a východné Slovensko). Na základe národných požiadaviek boli do zisťovania zaradené aj premenné KRAJ, OKRES, OBEC. Z nich iba premenná KRAJ sa nachádza v konečných databázach a preto sú prezentované údaje triedené podľa tejto priestorovej premennej.

3. Miera rizika chudoby a vybrané ukazovatele materiálnej deprivácie v krajoch SR

Pri vymedzení dosiahnutej sociálno-ekonomickej úrovne regiónov sa môžeme oprieť o pomerne vypracovanú metodiku a využíva sa veľké množstvo rozmanitých indikátorov. Pre medzinárodnú komparáciu sa najčastejšie využívajú napríklad hodnota hrubého domáceho produktu, úroveň nezamestnanosti, saldo migrácie, dosiahnutá životná úroveň, starnutie populácie, rozsah pracovných príležitostí, vzdelanostná úroveň či veľkosť investícií. [3].

Na úrovni NUTS 2 je zrejma dlhodobou znevýhodnená pozícia oblastí východného Slovenska. Na druhej strane analýzy uvádzajú že Bratislavský región už koncom 90. rokov 20. storočia presiahla priemernú úroveň EÚ [3]. Najnižšiu mieru vykazuje región východného Slovenska.

Miera nezamestnanosti podľa výsledkov Výberového zisťovania pracovných síl dosahuje v Bratislavskom regióne úroveň, ktorá ju zaraďuje medzi najlepšie regióny EÚ z hľadiska nízkej miery nezamestnanosti a regióny východného Slovenska sú charakterizované vysokou mierou nezamestnanosti – najmä dlhodobej nezamestnanosti.

Obdobná polarizácia platí aj v prípade porovnania údajov o ekvivalentnom disponibilnom príjme na osobu a na mesiac podľa výsledkov EU SILC.

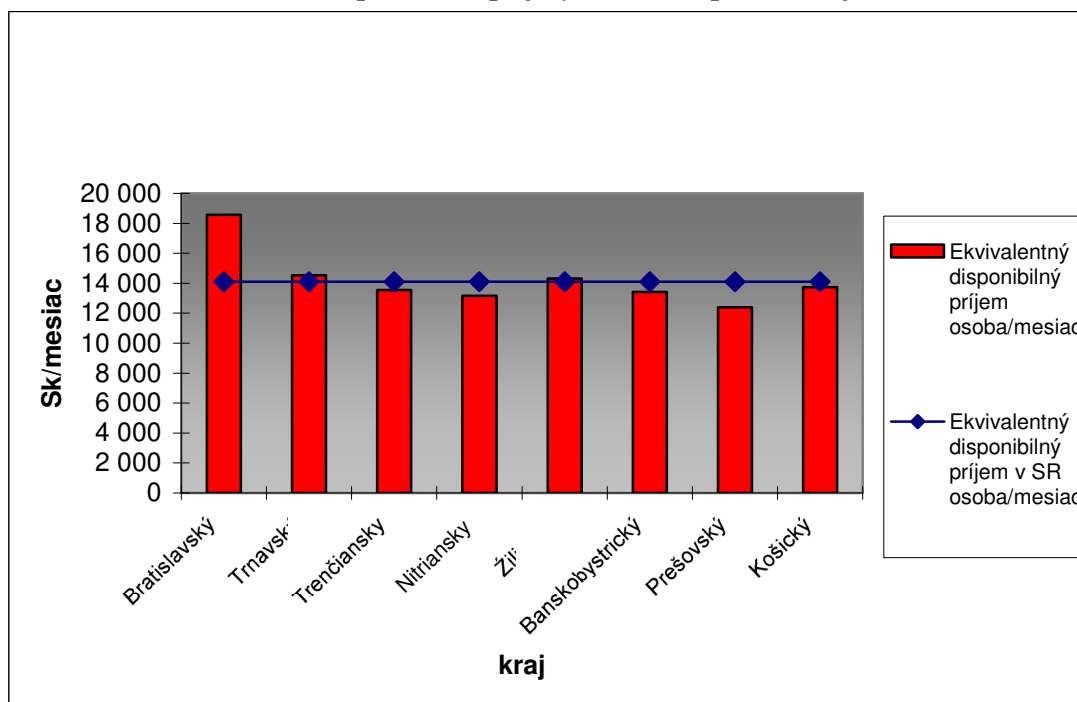
Tabuľka 1: Ekvivalentný disponibilný príjem

SR, kraj	Ekvivalentný disponibilný príjem na osobu a mesiac			Index SK=100		
	2005	2006	2007*	2004	2005	2006
Slovenská republika	10 115	11 762	14096	100	100	100
Bratislavský	13 509	16 680	18 567	133.6	141.8	131.7
trnavský	10 349	11 972	14 538	102.3	101.8	103.1
trenčiansky	9 674	11 257	13 543	95.6	95,7	96.1
nitriansky	8 996	10 511	13 165	88.9	89.4	93.4
žilinský	10 003	11 458	14 313	98.9	97.4	101.5
banskobystrický	9 888	10 827	13 416	97.8	92.1	92.1
prešovský	8 638	10 135	12 389	85.4	86.2	87.9
košický	10 039	11 354	13 729	99.2	96.5	97.4

Zdroj: UDB EU SILC 2005,2006,2007

*EU SILC 2007 – predbežné údaje

V porovnaní s predchádzajúcim ekvivalentný disponibilný príjem na osobu a mesiac vzrástol podľa údajov z EU SILC 2007 o 2 334 Sk. Horeuvedená tabuľka dokumentuje výrazné príjmové diferencie v domácnostiach z hľadiska krajov. Najvyšší ekvivalentný disponibilný príjem bol v Bratislavskom kraji, naopak najnižší v Prešovskom kraji. Ak porovnáme dosiahnuté hodnoty v jednotlivých krajoch voči údajom za SR rozdiel v prípade Bratislavského kraja činil v sledovanom období v absolútnom vyjadrení vyše 4 000 SK (4 471 SK), v relatívnom vyjadrení bol vyšší o viac ako tretinu. Nad celoslovenským priemerom sa nachádzal v tomto období ešte Trnavský a Žilinský kraj.

Obrázok 1: Ekvivalentné disponibilné príjmy na osobu podľa krajov (EU SILC 2007)

Pre porovnanie, **hranica rizika chudoby** definovaná ako 60 % mediánu národného ekvivalentného disponibilného príjmu dosiahla v tomto období **hodnotu** 7 394 slovenských korún (v prepočte na mesiac). Hranica rizika chudoby je jedným zo štrukturálnych

indikátorov, používaných pre medzinárodné porovnanie chudoby. Pre národnú a regionálnu úroveň ŠÚ SR každoročne produkuje ako základný indikátor regionálnej chudoby mieru rizika chudoby podľa krajov.

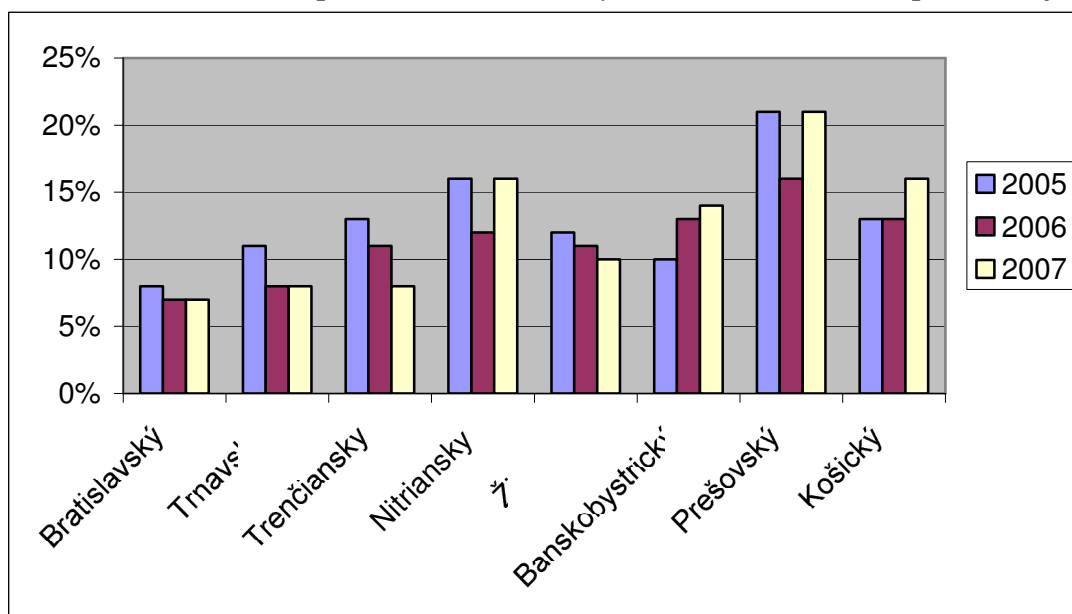
Tabuľka 2: Podiel osôb pod hranicou chudoby

Kraj	2005	2006	2007
Bratislavský	8%	7%	7%
Trnavský	11%	8%	8%
Trenčiansky	13%	11%	8%
Nitriansky	16%	12%	16%
Žilinský	12%	11%	10%
Banskobystrický	10%	13%	14%
Prešovský	21%	16%	21%
Košický	13%	13%	16%
Spolu	13%	12%	11%

Zdroj: UDB - EU SILC 2005, 2006 a 2007

Z uvedenej tabuľky je zrejmé, že ak vezmeme ako základ slovenskú – národnú hranicu chudoby, najviac sú v roku 2007 rizikom chudoby ohrození obyvatelia prešovského kraja (21%) a najmenej obyvatelia bratislavského kraja (7%). V prípade prešovského kraja to činí 168 407 osôb a v prípade bratislavského 42 759 osôb. V uvedenom období sú pod úrovňou ohrozenia SR (11%) okrem bratislavského kraja aj trnavský, trenčiansky a žilinský kraj. Naopak, nad celoslovenskou úrovňou sa nachádzajú banskobystrický kraj a oba kraje východoslovenského regiónu.

Obrázok 2: Podiel osôb pod hranicou chudoby v rokoch 2005 – 2007 podľa krajov



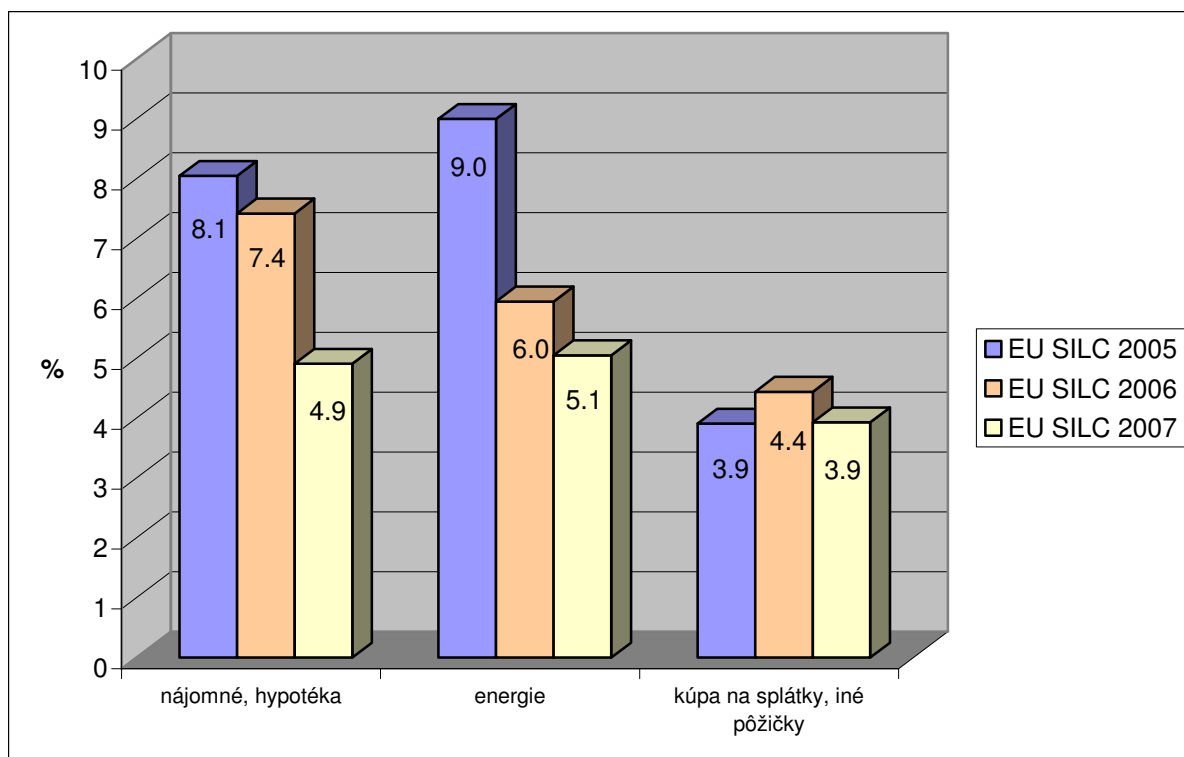
Z hľadiska vývoja v čase vidíme, že kým klesajúcu resp. stabilnú tendenciu vykazuje opäť bratislavský, trnavský, trenčiansky a žilinský kraj, zvyšné kraje vykazujú v roku 2007 buď rovnakú úroveň, ako tomu bolo v roku 2005 alebo nárast, ako je tomu v prípade banskobystrického a košického kraja.

Použitie väčšiny štrukturálnych indikátorov chudoby ako sú Gini koeficient, rozptyl okolo hranice rizika chudoby a pod. na úrovni krajov a okresov sa stretáva s problémom ich vypovedacej schopnosti a kvality najmä vzhľadom na nízku početnosť vzorky v prípade existujúcich zisťovaní.

Primárne premenné zberané v rámci EU SILC pokrývajú tri základné dimenzie materiálnej deprivácie: bývanie, vlastníctvo predmetov dlhodobej spotreby a ekonomickú záťaž v rámci ktorých sa zberajú údaje za takmer 20 premenných. Okrem toho sa zberajú aj údaje týkajúce sa subjektívnej chudoby a sociálneho vylúčenia merané cez premenné a otázky ako sú „minimum income question“, hodnotenie finančnej situácie domácnosti, ekonomickej záťaže a pod. Pre rok 2007 boli základné dimenzie chudoby rozšírené aj o modul týkajúci sa podmienok bývania.

Nasledujúce grafy prezentujú vybrané ukazovatele materiálnej deprivácie v jednotlivých krajoch Slovenska.

Obrázok 3: Nedoplatky domácností v súvislosti s platením vybraných položiek

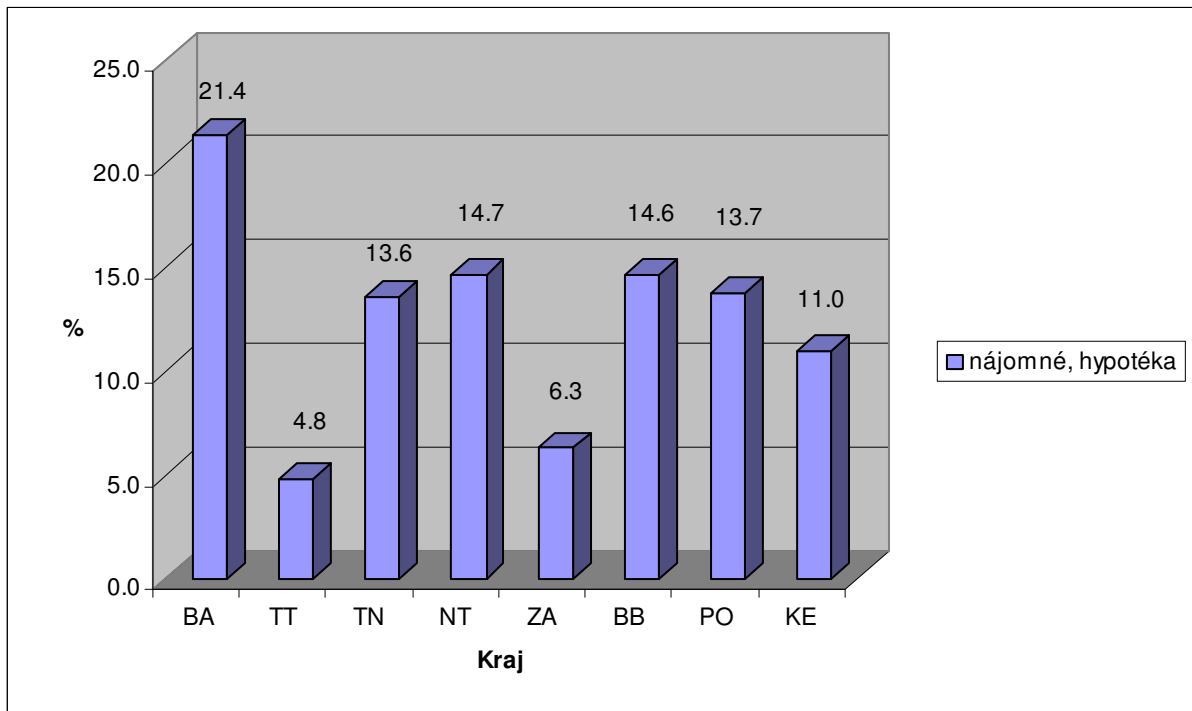


Slovenské domácnosti sú najviac deprivované platením energií aj keď je zrejmé, že situácia v porovnaní s rokom 2005 sa výrazne zlepšila. V roku 2007 uviedlo 5,1 % domácností problémy s platením energií, 4,9 % domácností problémy s nedoplatkami na nájomnom (vrátane splácania hypoték) a 3,9 % problémy s nedoplatkami pri splácaní pôžičiek a iných splátok spotrebného charakteru. Z hľadiska krajov sú výrazné rozdiely najmä medzi bratislavským a ostatnými krajoch.

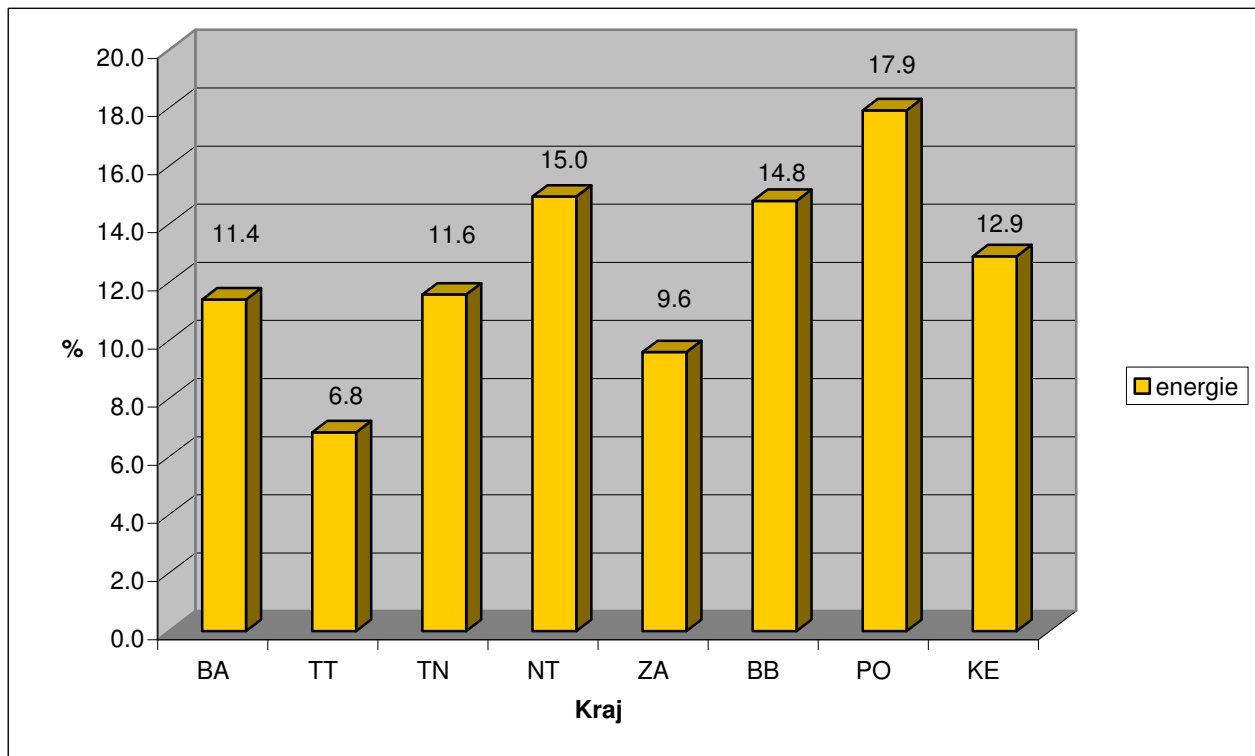
Na prvý pohľad prekvapujúco najviac – až 21,4 % domácností bratislavského kraja uviedlo, že má problémy s nedoplatkami na nájomnom a hypotéke. Môže to súvisieť s viacerými faktormi – s výrazným počtom platcov hypoték, vysokým nájomným v hlavnom meste, ale i skutočnosťou, že sa jedná najmä o nájomné za byty, kým v iných častiach

Slovenska je vyšší počet rodinných domov. Výrazne nižší podiel vykazuje trnavský a žilinský kraj (4.8 % resp. 6,3 %).

Obrázok 4: Nedoplatky domácností v súvislosti s hypotékou podľa krajov (EU SILC2007)

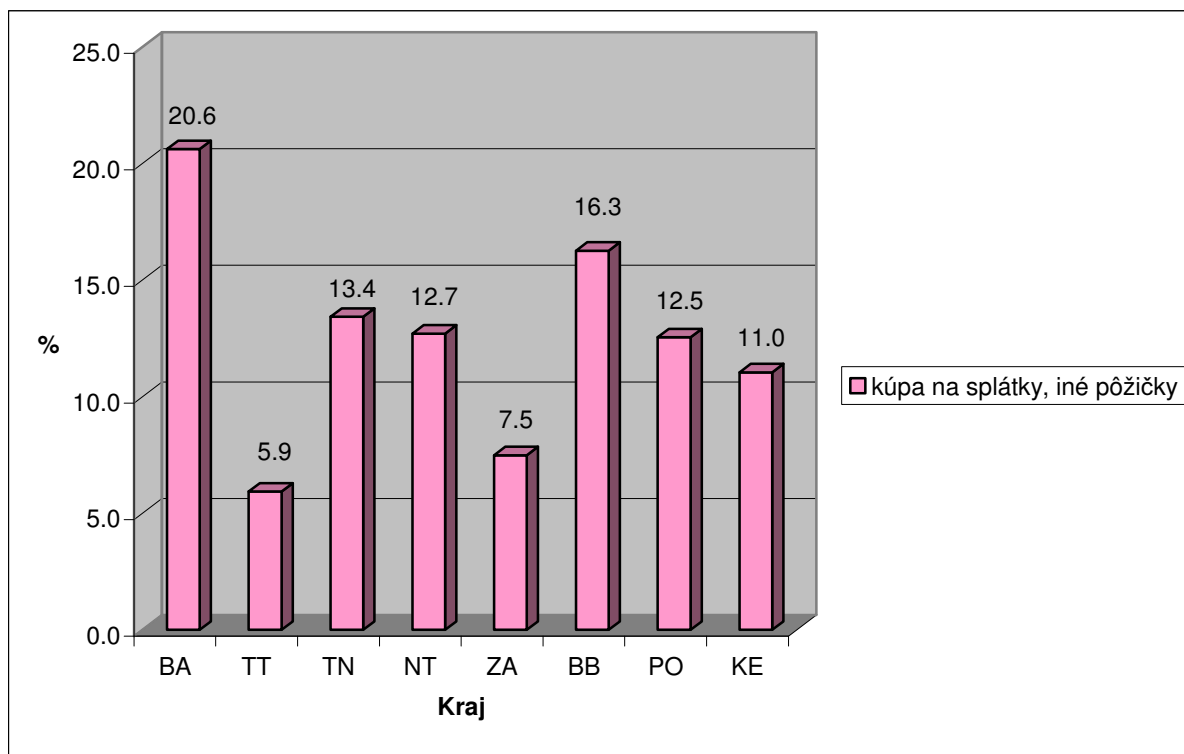


Obrázok 5: Nedoplatky domácností v súvislosti s účtom za dodávku energií podľa krajov (EU SILC2007)



Energie zaťažujú najmä domácnosti v prešovskom kraji (17,9%) a v nitrianskom kraji. Najnižší podiel vykazuje trnavský kraj.

Obrázok 6: Nedoplatky domácností so splácaním nákupov na splátky alebo iné pôžičky podľa krajov (EU SILC2007)



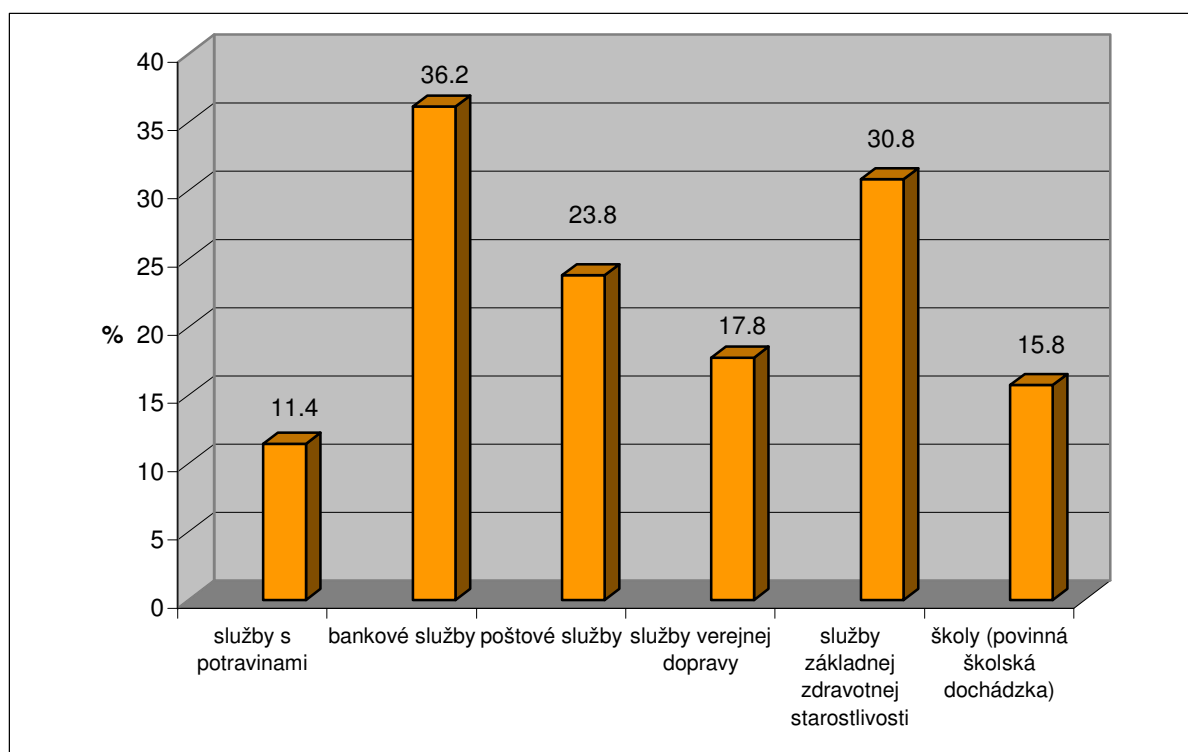
Obdobne, ako je tomu u nájomného, aj v prípade nedoplatkov so splácaním nákupov na splátky najviac, až 20,8 % domácností bratislavského kraja uvádza nedoplatky v tejto položke. Najmenší podiel vykazuje trnavský kraj.

Pri ukazovateli dostupnosť k službám sa sledovala dostupnosť k službám s potravinami, poštovým službám, bankovým službám, k verejnej doprave, službám základnej zdravotnej starostlivosti a k zariadeniu povinnej školskej dochádzky.

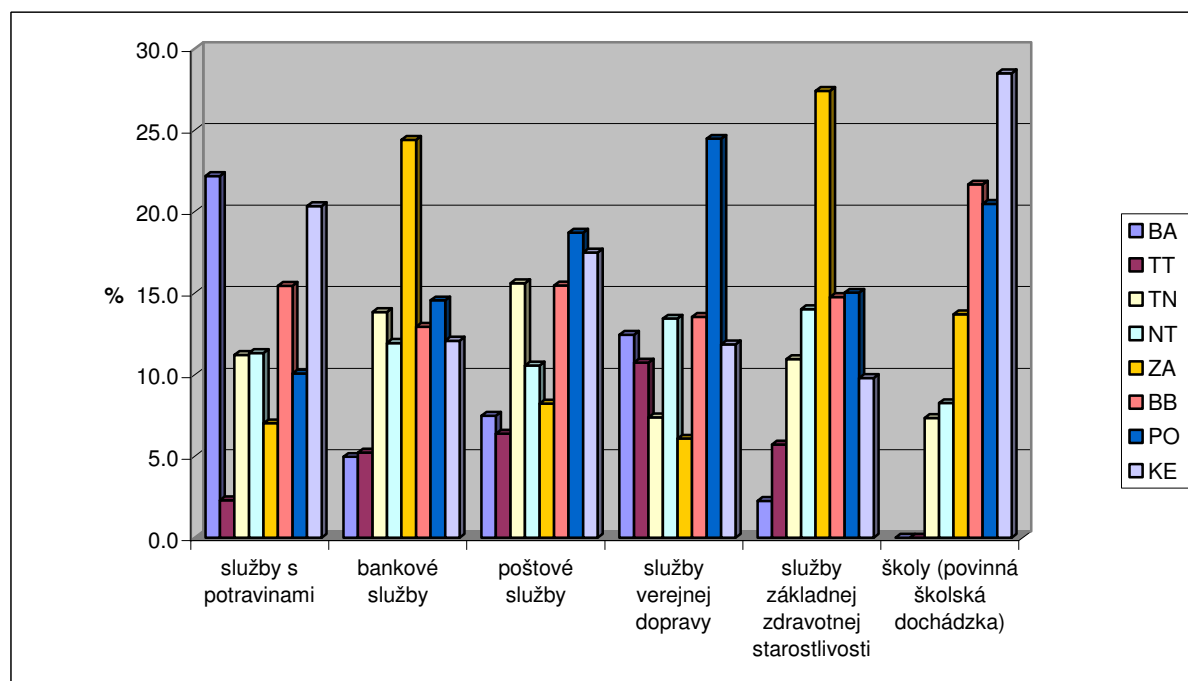
Na úrovni SR vykazujú domácnosti veľké a mierne ťažkosti najmä v prístupe k bankovým službám a službám zdravotnej starostlivosti.

Z hľadiska regionálneho porovnania problém na úrovni veľkých ťažkostí s dostupnosťou k týmto dvom službám bol najviac pertraktovaný v žilinskom kraji a najmenej v bratislavskom kraji. Prekvapujúco v prípade bratislavského kraja vyznieva problém s dostupnosťou k službám s potravinami s veľkými ťažkosťami. Najvýraznejšiu diferenciáciu je možné sledovať v prípade položky dostupnosť k zariadeniam povinnej školskej dochádzky. V prípade bratislavského a trnavského kraja si žiadna z domácností neuviedla veľké ťažkosti k dostupnosti tejto položky, naopak najvyšší podiel zo všetkých krajov je sledovaný v košickom, banskobystrickom a prešovskom kraji.

Obrázok 7: Dostupnosť základných služieb (EU SILC 2007)



Obrázok 8: Dostupnosť základných služieb s veľkými ťažkosťami podľa krajov (EU SILC 2007)



4. Záver

Opisná štatistika údajov z EU SILC 2007 potvrdzuje regionálnu odlišnosť krajov Slovenska a tiež jednotlivých oblastí. Analyzované údaje na potvrdzujú príjmovú nerovnosť a vysoký podiel osôb ohrozených rizikom chudoby v krajoch východného Slovenska. Na strane druhej, z hľadiska hodnotenia ukazovateľov materiálnej deprivácie je horšia situácia v domácnostiach bratislavského kraja. Môže ísť o výsledok subjektívneho hodnotenia alebo o jednoduché potvrdenie skutočnosti, že ľudia, ktoré majú menej (finančne) sú spokojnejší než „bohatí“. Konečný záver pre regionálny aspekt chudoby si však vyžaduje hlbšiu štatisticko – sociologickú analýzu dát získaných z EU SILC, než ako je opisná štatistika.

5. Literatúra

- [1] ZISŤOVANIE O PRÍJMOCH A ŽIVOTNÝCH PODMIENKACH EU SILC 2005, Bratislava: ŠÚ SR, 2006
- [2] ZISŤOVANIE O PRÍJMOCH A ŽIVOTNÝCH PODMIENKACH EU SILC 2005, Bratislava: ŠÚ SR, 2007
- [3] Vytvorenie národných indikátorov v oblasti chudoby a sociálneho vylúčenia a návrh spôsobu zabezpečenia ich pravidleného monitorovania, 2008, In: ANALYTICKÁ ŠTÚDIA Bratislava, MPSV a R, 2008

Adresa autora (-ov):

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

Jarmila Kubičková, Mgr.
 Osuského 16
 851 03 Bratislava
 jarmila.kubickova@statistics.sk

Regulačné diagramy v praxi Control chart in practice

Ivan Janiga

Abstract: There are lot of firms which performance the statistical processes control of their products incorrectly. In the paper we would like to point out that problem and demonstrate the incorrect using of control charts in process control. Presentation is given on real data of the firm that do not want to be named.

Key words: statistical process control, Shewhart control charts, control limits, centre line, chance causes, assignable causes, process in control, process out of control

Kľúčové slová: štatistická regulácia procesu, Shewhartové regulačné diagramy, regulačné medze, centrálna priamka, náhodné a vymedziteľné príčiny, stabilný a nestabilný proces.

1. Úvod

Štatistickú reguláciu procesu vykonáva veľa firiem nesprávne. Nedbajú na predpoklady, ktoré musia byť splnené, aby mohli použiť niektorý z regulačných diagramov. Nie je to môj výmysel „od akademického stola“, ale je to moja osobná skúsenosť z množstva firiem na Slovensku, ktoré som mal možnosť navštíviť a zoznámiť sa z ich systémom štatistickej regulácie procesu SPC.

Cieľom tejto práce je poukázať na nesprávne používanie regulačných diagramov v podnikoch. Uvedenú problematiku demonštrujeme na dátach zo strojárkej firmy, ktorá nechce byť menovaná, a ktorá je jedna z tých čo nesprávne používajú regulačné diagramy.

Táto firma nám poskytla namerané hodnoty veličín, ktoré charakterizujú kvalitu úžitkovej vody. Z daných veličín sme vybrali dve: veličinu ZNK (8.3) – zásadová neutralizačná kapacita do pH 8,3, – a veličinu pH – číslo, ktorým sa vyjadruje v chémii reakcia vodného roztoku (kyslo alebo zásadito).

2. Regulácia pôvodných dát veličín ZNK a pH

Hodnoty meraní veličín pH a ZNK sú uvedené v tabuľka 1. Merania sa vykonávali raz za týždeň. Nás zaujímalo, či môžeme o dátach predpokladať, že sú hodnotami náhodného výberu z normálneho rozdelenia. Normálne rozdelenie regulovanej veličiny je totiž jeden zo základných predpokladov korektnej regulácie meraní v procese. Na reguláciu použijeme regulačný diagram pre individuálne hodnoty, preto že v každom výbere sa vykonalo iba jedno meranie.

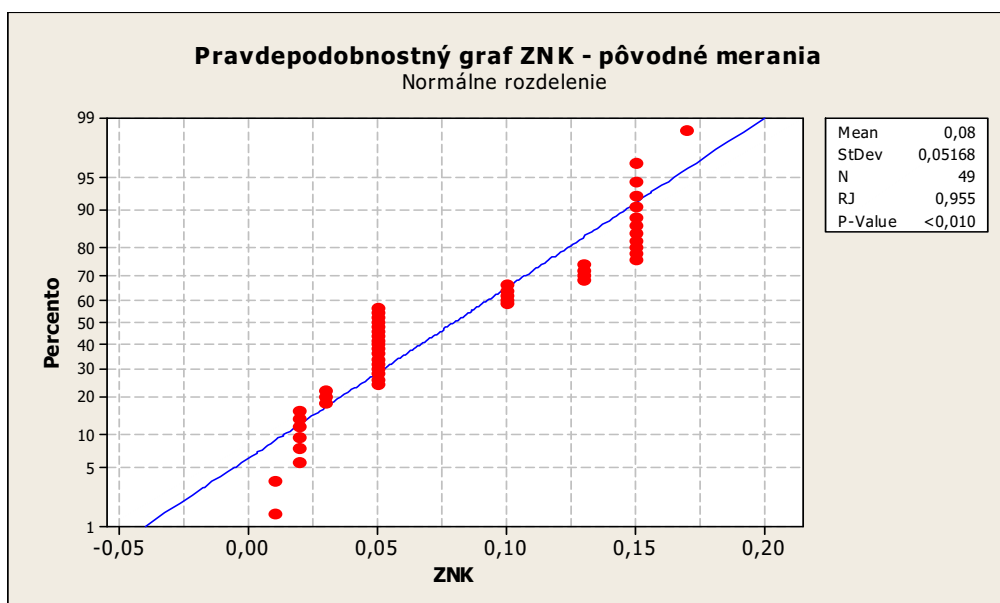
Tabuľka 1. – Hodnoty ZNK a pH

Deň	ZNK (8.3)	pH	Deň	ZNK (8.3)	pH	Deň	ZNK (8.3)	pH
	mmol/l	20°C		mmol/l	20°C		mmol/l	20°C
13.1.	0,15	7,90	12.5.	0,05	8,06	13.9.	0,10	7,92
20.1.	0,15	7,89	19.5.	0,05	7,92	22.9.	0,15	7,76
27.1.	0,05	7,92	26.5.	0,05	8,03	29.9.	0,17	7,86
3.2.	0,05	7,90	2.6.	0,05	8,06	6.10.	0,13	7,82
10.2.	0,10	7,94	9.6.	0,05	8,16	13.10.	0,05	7,96
17.2.	0,02	8,06	15.6.	0,05	8,14	20.10.	0,05	8,01
24.2.	0,05	8,11	23.6.	0,03	8,18	27.10.	0,15	7,84
3.3.	0,01	8,26	30.6.	0,03	8,19	3.11.	0,05	7,95

10.3.	0,15	7,90	7.7.	0,05	8,03	10.11.	0,15	7,92
16.3.	0,02	8,07	14.7.	0,02	8,20	17.11.	0,13	7,82
24.3.	0,10	8,00	21.7.	0,02	8,22	24.11.	0,15	7,93
31.3.	0,05	8,10	28.7.	0,01	8,28	1.12.	0,15	7,77
7.4.	0,03	8,19	4.8.	0,05	7,95	8.12.	0,15	7,66
14.4.	0,10	7,98	18.8.	0,13	7,73	15.12.	0,05	7,95
20.4.	0,02	8,19	25.8.	0,15	7,77	22.12.	0,15	7,96
28.4.	0,05	8,14	1.9.	0,10	7,95			
5.5.	0,02	8,17	8.9.	0,13	7,84			

3. Regulácia veličiny ZNK – pôvodné dáta

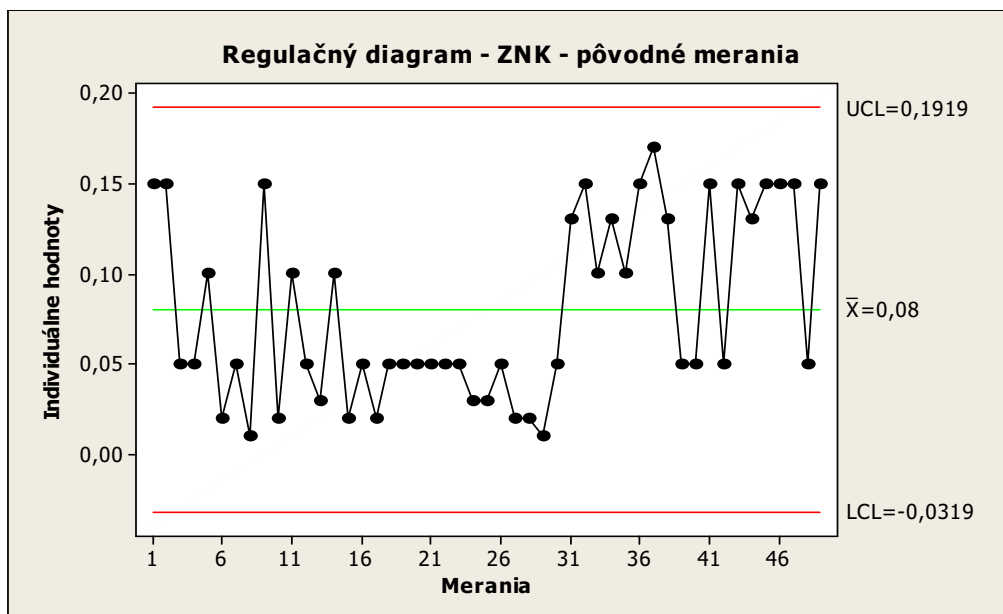
Ak chceme regulovať veličinu ZNK musíme overiť jej normalitu. Pomocou softvéru Minitab sme overovali normalitu pôvodných dát použitím Shapirovho–Wilkovho testu.



Obrázok. 1 – Shapiro-Wilkov test pre pôvodné ZNS

Test ukazuje, že pôvodné dáta nemajú normálne rozdelenie, pretože p -hodnota je menšia ako 0,01.

Pre ukážku ilustrujeme regulačný diagram (pozri obr. 2), aj keď pôvodné dáta nemajú normálne rozdelenie (tak to robia v množstve firiem).

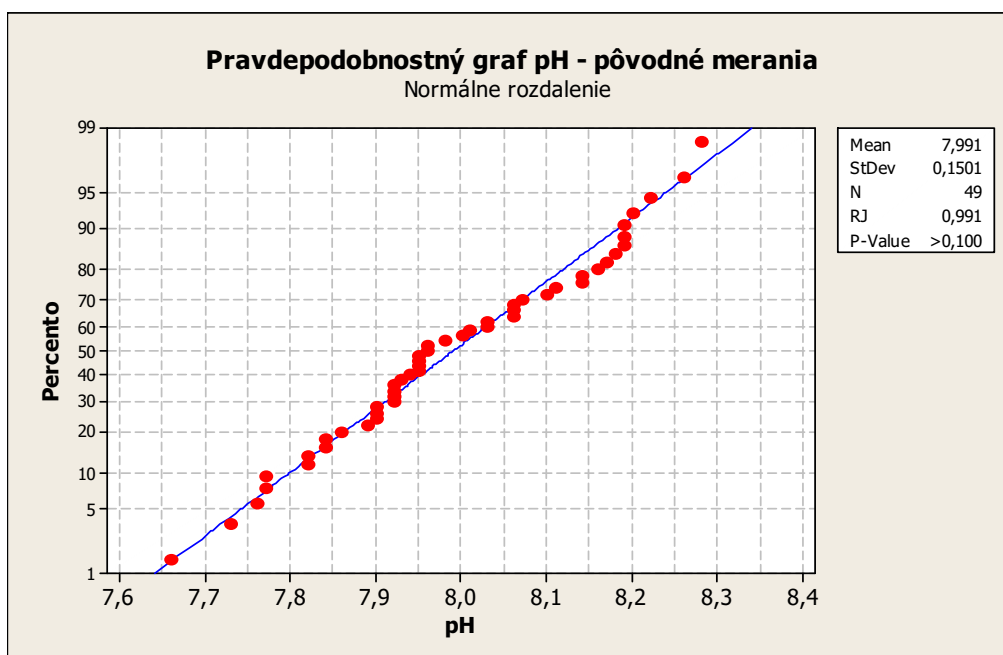


Obrázok. 2 – Regulačný diagram individuálnych hodnôt pôvodných dát

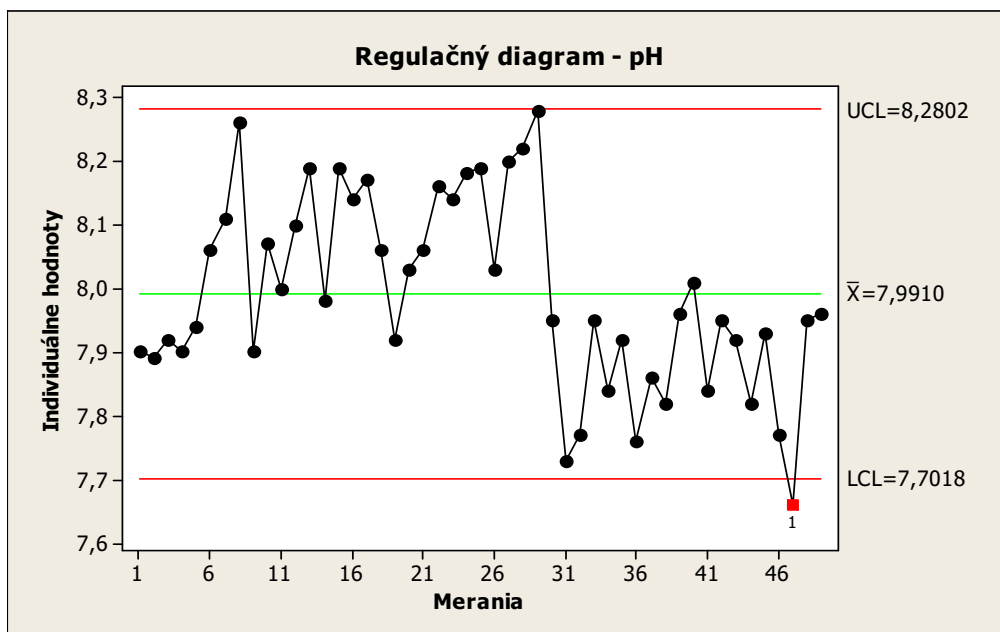
Na obrázku 2 vidieť, že proces nebol náhodný. Vieme, že pôvodné údaje nepochádzajú z normálneho rozdelenia. Pôvodné údaje je preto potrebné pretransformovať vhodnou transformáciou na údaje s normálnym rozdelením, aby sme mohli použiť regulačný diagram korektné. V kapitole 5 použijeme pritom Boxov – Coxov systém transformácií.

4. Regulácia veličiny pH – pôvodné údaje

Na overenie normality veličiny pH sme opäť použili Shapiro – Wilkov test normality. Výpočet sme opäť urobili pomocou softvéru Minitab.



Obrázok 3 – Shapiro-Wilkov test pre pH



Obrázok 4 – Regulačný diagram individuálnych hodnôt pôvodných dát

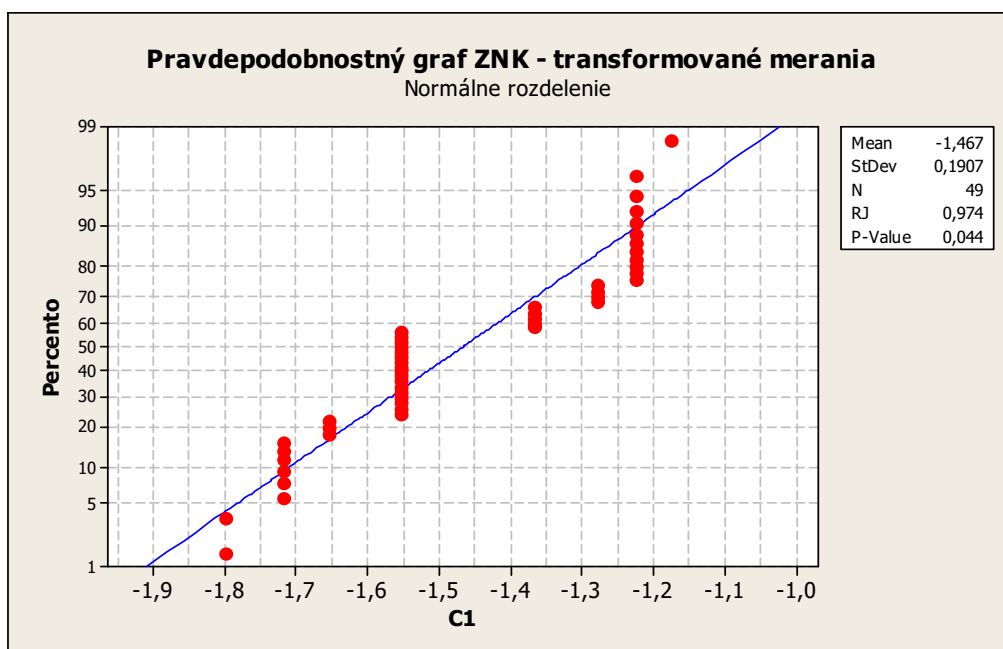
Test (pozri obr. 3) ukazuje, že pôvodné dáta majú normálne rozdelenie, pretože p -hodnota je väčšia ako 0,05. Proces môžeme teda korektne regulovať. Použili sme diagram pre individuálne hodnoty (pozri obr. 4), z ktorého je evidentné, že proces je v štatisticky nezvládnutom stave. Na začiatku diagramu je proces posunutý k hornej regulačnej medzi. Približne za polovicou diagramu sa úroveň proces posunie pod centrálnu priamku, pričom hodnota č. 47 je pod dolnou regulačnou medzou.

V oboch prípadoch (ZNK a pH) vykazujú regulačné diagramy štatistickú nestabilitu, čo znamená, že procesy sú v štatisticky nezvládnutom stave. Reálne teda ani veličina ZNK ani pH nie sú regulované. Dotyčná firma sa pritom tvári, že má zavedenú štatistickú reguláciu na tieto dve veličiny, a že ich aj skutočne reguluje. Pritom je opak pravda, vôbec ich nereguluje a oba procesy si robia čo chcú.

V prípade veličiny pH sme regulačný diagram použili korektne, preto že išlo o výber z normálneho rozdelenia. Pre veličinu ZNK sme reguláciu použili nekorektne („dotyčnej firme to však nevadí“), preto sme transformovali dáta na výber z normálneho rozdelenia. Na transformované dáta ZNK použijeme štatistickú reguláciu.

5. Regulácia transformovaných dát veličiny ZNK

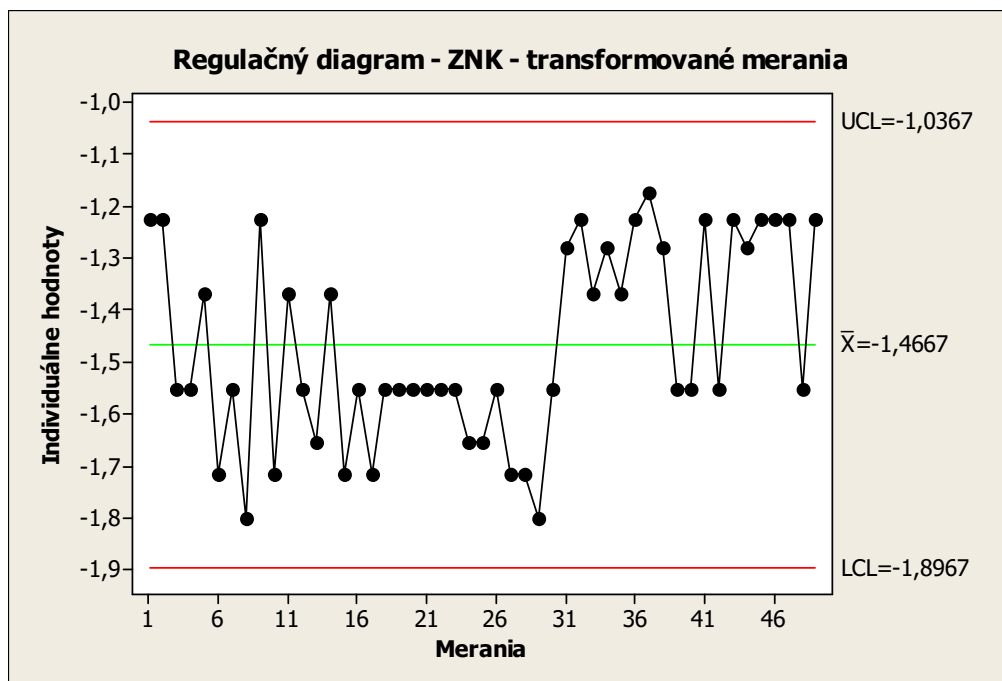
Hodnoty ZNK z tabuľky 1 sme pretransformovali na normálne dáta pomocou Boxovej–Coxovej transformácie $\tau(Y; \lambda) = (Y^\lambda - 1) / \lambda$, kde $\lambda \neq 0$. Pre hodnotu $\lambda = 0,5$ majú transformované dáta normálne rozdelenie, čo nám potvrdil test na obrázku 5.



Obrázok 5 – Shapiro-Wilkov test pre transponované ZNK

Na tieto dáta môžeme použiť korektnú štatistickú reguláciu. Regulačný diagram individuálnych hodnôt (pozri obr. 6) ukazuje, že proces nie je stabilný. Nekolíše náhodne medzi hornou a dolnou hranicou, viac ako deväť bodov v rade za sebou sa nachádza pod centrálnou priamkou a od bodu 31 nastáva posun celého procesu k hornej regulačnej hranici.

Môžeme teda konštatovať, že aj v tomto prípade nie je proces regulovaný a robí si čo chce.



Obrázok 6 Regulačný diagram individuálnych hodnôt pre transponované dáta

6. Záver

Príspevok poukázal na nesprávnosť používania regulačných diagramov v praxi. Vybrali sme jeden z mnohých problémov, ktoré sa vyskytujú pri aplikácii štatistických metód

v riadení kvality v slovenských firmách. Štatistickými metódami v riadení kvality sa zaoberajú citované publikácie [1], [2], [3], [4], [5], [6], [7], [8], [9].

7. Literatúra

- [1] GARAJ, I., JANIGA, I. *Dvojstranné tolerančné medze pre neznámu strednú hodnotu a rozptyl normálneho rozdelenia*. Bratislava: STU, 2002. 147 s. ISBN 80-227-1779-7.
- [2] GARAJ, I., JANIGA, I. *Dvojstranné tolerančné medze normálnych rozdelení s neznámymi strednými hodnotami a s neznámym spoločným rozptylom. Two sided tolerance limits of normal distributions with unknown means and unknown common variability*. Bratislava: STU, 2004. 218 s. ISBN 80-227-2019-4.
- [3] GARAJ, I., JANIGA, I. *Jednostranné tolerančné medze normálneho rozdelenia s neznámou strednou hodnotou a rozptylom. One sided tolerance limits of normal distribution with unknown mean and variability*. Bratislava: STU, 2005. 214 s. ISBN 80-227-2218-9.
- [4] ŽÁK, K. Regulácia kvality úžitkovej vody. Bakalárska práca. Vedúci BP: doc. RNDr. Ivan Janiga, PhD.
- [5] TEREK, M., HRNČIAROVÁ, Ľ. *Štatistické riadenie kvality*. Vydavateľstvo IURA EDITION, 2004, 234 s. ISBN 80-89047-97-1.
- [6] TEREK, M.: Analýza rozhodovania. Bratislava: IURA Edition 2007. ISBN 978-80-8078-131-6.
- [7] TEREK, M., HRNČIAROVÁ, Ľ. *Výberové skúmanie*. Bratislava: Ekonóm 2008. ISBN 978-80-225-2440-7.
- [8] GARAJ, I. Požiadavky na rozsah náhodného výberu jednostranných preberacích plánov meraním. In *FORUM STATISTICUM SLOVACUM*. ISSN 1336-7420, 1/2006, s. 38-43.
- [9] HORNÍKOVÁ, A.: Navrhovanie experimentov so štatistickým softvérom SAS. In *FORUM STATISTICUM SLOVACUM*. ISSN 1336-7420, 5/2008 (v tlači).
- [10] HORNÍKOVÁ, A.: Normalizácia pri aplikácii štatistických metód. Štatistické metódy v ekonómii: 1. vedecký seminár, Horný Smokovec 10.-16. september 2007 : zborník príspevkov. - S. 43-47. - Bratislava : Vydavateľstvo EKONÓM, 2007.

Podakovanie:

Tento príspevok vznikol s podporou grantových projektov VEGA č. 1/3182/06 Zlepšovanie kvality produkcie strojárskych výrobkov pomocou moderných štatistických metód a VEGA č. 1/1247/08 Kvantitatívne metódy v stratégii šesť sigma.

Adresa autora:

Ivan Janiga, doc. RNDr. PhD.
 Strojnícka fakulta STU, Nám. slobody17,
 812 31 Bratislava, ivan.janiga@stuba.sk

Regionálna diferenciácia okresov SR podľa dôvodov sťahovania Regional differentiation of the SR districts by migration reasons

Danuša Jurčová, Iveta Stankovičová

Abstract: The aim of this paper is to present a different view of migration between the districts of the SR and consider whether and how the internal migration situation had been changed between 1997 and 2007. Using the data of the Statistical Office of the SR on reasons of migration, we formed 5 groups of reasons (work, health, family, housing and “other”). After standardisation they served as inputs into principal component analysis (PCA) and cluster analysis. Cluster analysis confirmed the special position of the Bratislava’s districts where main reason for immigration is work and main reasons for emigration are housing, family, health and “other”. The separated district is Senec in suburban zone of Bratislava, fast-growing from immigration. The small districts Turčianske Teplice and Banská Štiavnica attracted people for their good health surroundings. Migration reasons of several districts have not been uniquely profiled yet.

Key words: internal migration, reasons of migration, cluster analysis

Kľúčové slová: vnútorná migrácia, dôvody sťahovania, zhluková analýza

1. Úvod

Cieľom príspevku je ukázať trochu iný pohľad na vnútornú migráciu v Slovenskej republike, presnejšie na jej časť - na migráciu medzi okresmi. Pouvažujeme nad tým, či sa zmenila a ako sa zmenila situácia vo vnútornej migrácii SR v rokoch 1997 a 2007, a to z hľadiska dôvodov sťahovania, ktoré sleduje ŠÚ SR. Využijeme pri tom niekoľko štatistických metód a hlavne zhlukovú analýzu.

2. Charakteristika dát

V regionálnych analýzach sa často stretávame s používaním hrubých mier, t.j. mier, ktoré poskytujú iba hrubý obraz o študovanej problematike. Ich požitie je však obmedzené a uspokojíme sa s nimi iba vtedy, keď nie je k dispozícii veková štruktúra obyvateľstva. Kvalitatívne iné výsledky dosiahneme použitím precíznejších ukazovateľov a metód, očistených od vplyvu vekovej štruktúry.

Aj poznanie charakteru regionálnych migračných vzťahov si vyžaduje náročnejšiu prípravu vstupných dát a hlbšiu analýzu. Hneď na začiatku treba zdôrazniť, že pracujeme s údajmi, ktoré hovoria o zmene obce trvalého bydliska sťahujúcich sa osôb. Súčasne ide o údaje, ktoré majú deklaratórny charakter, t.j. migrant pri vyplňaní hlásenia o sťahovaní označí dôvod – príčinu sťahovania. Každý migrant si má možnosť vybrať jeden z ôsmich dôvodov alebo dôvody pod číslom 9, označené ako „iné“. Štatistiky však ukazujú, migranti si často vyberajú práve dôvod číslo 9, pretože pri vyplňaní hlásenia o sťahovaní je to najjednoduchšie. Na druhej strane pri sťahovaní mohol „pravý“ dôvod sťahovania aj pominúť (napríklad sťahovanie kvôli zmene zamestnania, ak osoba mení trvalý pobyt až po niekoľkých rokoch práce v mieste nového bydliska, je už skôr sťahovaním z bytových dôvodov). Ale aj takéto údaje môžu aspoň do istej miery poskytnúť obraz o tom, ako sa ľudia sťahujú z jednotlivých okresov, ktoré okresy uprednostňujú a prečo. Porovnaním údajov s odstupom desiatich rokov možno zistiť, či v súčasnom období istej stabilizácie spoločnosti prevládajú iné dôvody sťahovania, a zároveň aj to, ktoré okresy sú si z hľadiska dôvodov sťahovania podobné, resp. rozdielne. Sme si vedomí, že kvalitatívne lepšie výsledky by sme dostali, ak by sme porovnávali údaje napr. v dvoch rôznych časových obdobiach (nie za

jednotlivé roky), avšak kvôli časovej náročnosti prípravy vstupných dát sme sa rozhodli ilustrovať situáciu iba na dvoch vybraných rokoch. Preto tento príspevok treba chápať ako jeden z možných prístupov k analýze regionálnych demografických dát.

Ako vstupné dáta sme použili údaje ŠÚ SR za roky 1997 a 2007 podľa dôvodov sťahovania na úrovni okresov SR, t.j. sťahovanie v rámci (vo vnútri) okresov sme nebrali do úvahy. Nakoľko cieľom bolo zistiť, prečo sa ľudia vysťahovávajú a prečo prisťahovávajú do jednotlivých okresov SR, údaje sme vytriedili zvlášť pre prisťahovaných a zvlášť pre vysťahovaných. Keďže hrubé miery migrácie nie sú na porovnávanie regiónov vhodné, použili sme štandardizované miery dôvodov sťahovania. Za štandard sme zvolili vekovú štruktúru obyvateľstva SR v roku 2007. Takto upravené údaje, očistené od vplyvu vekovej štruktúry, nám umožnia porovnať nielen rozdiely v dôvodoch medzi prisťahovanými a vysťahovanými medzi jednotlivými okresmi, ale aj medzi vybranými rokmi. V analýze narábame už s premennými agregovanými do piatich skupín podľa dôvodov sťahovania.¹

Na analýzu vnútornej migrácie sme použili štatistický softvér SAS Enterprise Guide, verziu 4. Vstupné dátové súbory boli 4 súbory dát (názvy SAS dátových súborov: *PRISTAH97.sas7bdat* a *PRISTAH07.sas7bdat*, *VYSTAH97.sas7bdat* a *VYSTAH07.sas7bdat*). Rozsah súborov bol vždy 79 štatistických jednotiek (okresy SR), ktoré boli popísané piatimi premennými o dôvodoch prisťahovania a vysťahovania z okresu. Boli to nasledovné dôvody, čiže premenné:

- *pracovne* – prvú agregovanú premennú predstavujú pracovné dôvody migrácie, ktoré zahŕňajú zmenu pracoviska, priblíženie sa k pracovisku a priradili sme k nim aj štúdium;
- *zdravotne* - druhú premennú tvoria zdravotné dôvody pre migráciu;
- *rodinne* - tretiu premennú tvoria rodinné dôvody, ktorú sme vytvorili z dôvodov migrácie sobáš, rozvod a nasledovanie rodinného príslušníka, t.j. z dôvodov, týkajúcich sa formovania rodiny;
- *bytove* - štvrtú premennú tvoria bytové dôvody migrácie;
- *ine* - piatu premennú predstavujú „iné“ dôvody pre migráciu.

3. Použité metódy

Na analýzu migrácie medzi okresmi Slovenskej republiky za roky 1997 a 2007 sme použili niekoľko štatistických metód. Postupovali sme nasledovným spôsobom:

- V prvom kroku sme zisťovali, či vstupné premenné sú významne korelované. Hypotéza o významnej korelácii medzi premennými sa nám potvrdila vo všetkých štyroch skúmaných dátových súboroch. Len v prípadoch vysťahovania z pracovných dôvodov sa ukázalo, že táto premenná nie je významne korelovaná s ostatnými dôvodmi (premennými).

- V druhom kroku sme preto použili metódu analýzy hlavných komponentov (PCA), aby sme z korelovaných vstupných premenných o dôvodoch migrácie vytvorili neskorelované hlavné komponenty pre jednotlivé súbory dát.

- V treťom kroku sme ako vstupy do metódy zhlukovej analýzy použili vhodný počet hlavných komponentov a vytvorili sme zhluky okresov pomerne rovnorodých, na základe agregovaných dôvodov migrácie. Postupovali sme tak preto, lebo zhluková analýza vyžaduje ako vstupy nekorelované premenné.

- V štvrtom kroku sme vypočítali popisné štatistiky a zobrazili box-ploty podľa zhlukov pre jednotlivé dátové súbory, čo umožnilo interpretovať vlastnosti migrácie pre okresy zaradené do rovnakého zhluku.

- V piatom kroku sme zhluky zobrazili kartograficky, čo umožnilo lepšiu priestorovú interpretáciu medziokresnej migrácie v SR a názornejšie porovnanie zmien v dôvodoch

¹ Ďalej pod „dôvodmi sťahovania“ budeme rozumieť tieto agregované dôvody sťahovania, t.j. premenné.

migrácie v sledovaných rokoch (1997 a 2007). Mapy však v príspevku neuvádzame z dôvodu prekročenia rozsahu príspevku. Na konferencii ich však budeme prezentovať.

4. Výsledky analýzy

Zhlukovú analýzu sme aplikovali zvlášť na súbory prisťahovaných a zvlášť na vystťahovaných. Ukázalo sa, že prisťahovaných najlepšie charakterizuje variant s ôsmimi zhlukmi a vystťahovaných variant so šiestimi zhlukmi. Už aj z toho je zrejmé, že súbory prisťahovaných do okresov a vystťahovaných z okresov sú úplne odlišné.

Zoznam okresov patriacich do jednotlivých zhlukov podľa dôvodov sťahovania je uvedený v tabuľkách 1 a 2. Vlastnosti zhlukov sme analyzovali pomocou box-plotov na obrázkoch 1 a 2.

V roku 1997 u prisťahovaných ešte nebola situácia podľa príčin sťahovania vykryštalizovaná. Prvý zhluk tvorilo až 42 okresov SR. Tieto okresy pokrývali viac ako polovicu územia SR. Najmä medzi prvými tromi zhlukmi boli diferencie pomerne malé. Zhluk číslo 4 sa od predchádzajúcich odlišoval vyšším zastúpením pracovných dôvodov. Osobitné postavenie mali bratislavské okresy – úplne separované v zhluku 5, v ktorom oproti ostatným zhlukom výrazne prevládali pracovné dôvody, ale aj rodinné, bytové a iné dôvody boli významne zastúpené. Okresy v zhluku číslo 6 spájajú najmä rodinné a iné dôvody. Tri okresy Košíc vytvorili zhluk 7, s výraznou prevahou rodinných a bytových dôvodov. Samostatné postavenie mal okres Turčianske Teplice s najvyšším zastúpením zdravotných dôvodov.

Do roku 2007 sa situácia v dôvodoch prisťahovania zmenila. Z nevýrazného zhluku číslo 1 z roku 1997 sa v roku 2007 vyseparoval okres Senec, ktorý potvrdzuje svoju výraznú pozíciu vo vnútornej migrácii. Smerujú tam najmä vystťahovaní z Bratislavy a blízkeho okolia, a to najmä z bytových a rodinných dôvodov, ktoré sú v tomto okrese výrazne najvyššie zastúpené. V samostatne postavenom okrese Košice I sú určujúce iné dôvody. Osobitný zhluk už vytvorili okresy Turčianske Teplice a Banská Štiavnica, v ktorom hlavným diferenciačným činiteľom sú zdravotné dôvody. Svoje postavenie v samostatnom zhluku potvrdili aj bratislavské okresy. Pozíciu okresu, do ktorého sa obyvateľstvo sťahuje za prácou, úplne stratil okres Liptovský Mikuláš, ktorý sa stal súčasťou nevýrazného prvého zhluku so 42 okresmi. Z hľadiska pracovných dôvodov sa okrem okresu Liptovský Mikuláš do istej miery oslabilo aj postavenie ďalších okresov zhluku číslo 4 z roku 1997 – Banská Bystrica, Trenčín a Nitra, ktoré v roku 2007 spolu s ďalšími vytvárajú tretí zhluk. Zhluk číslo 4 tvoria v roku 2007 prevažne okresy zhluku 2 z roku 1997, spolu s dvoma košickými okresmi, s významnejším zastúpením rodinných a bytových dôvodov, ale aj vyšším zastúpením zdravotných dôvodov, čo je dosť prekvapivé.

Úplne iný obraz o okresoch SR sa vytvoril na základe dôvodov, ktoré uviedli vystťahovaní z príslušného okresu. Ani u vystťahovaných v roku 1997 nebola ešte situácia jasná. Od ostatných okresov sa oddelili do zhluku číslo 5 malé okresy Medzilaborce a Banská Štiavnica, s prevahou vystťahovaných z pracovných dôvodov, ale čo je zaujímavé, aj zo zdravotných dôvodov (čo asi treba brať s rezervou, ale možno ide v prípade Medzilaboriec aj o dostupnosť zdravotníckych zariadení). Časť bratislavských a košických okresov spolu s okresom Senec vytvorili zhluk číslo 5, z ktorých sa obyvateľstvo sťahovalo najmä zo zdravotných, rodinných a bytových dôvodov, ale nezanedbateľnú časť tvorili aj iné dôvody. V zhluku 4, tvorenom okresmi Bratislava I a Košice III a IV, boli výraznejšie zastúpené najmä rodinné a bytové dôvody, iné dôvody však boli rôzne vysoké. Skupina okresov v zhluku číslo 3 sa vytvorila najmä na základe pracovných a zdravotných dôvodov. V zhluku číslo 2, ktorý vytvorilo 23 okresov, tiež prevládali pracovné dôvody. Zastúpenie ostatných dôvodov v tomto zhluku bolo slabšie. Nakoniec 34 okresov v prvom zhluku nemalo významnejšie zastúpený žiadny dôvod.

V roku 2007 je prvý zhluk vytvorený z niektorých okresov zo zhlukov číslo 1 a 2 z roku 1997. Tvorí ho 28 okresov. Najviac v ňom rezonujú pracovné, ale aj zdravotné dôvody.. Druhý zhluk v roku 2007 tvoria až na malé výnimky okresy zhluku číslo 1 z roku 1997. Je sformovaný z 24 okresov. Hodnoty všetkých ukazovateľov v tomto zhluku však zostali nevýrazné. Okresy zhluku číslo 3 sa sformovali z časti okresov druhého zhluku a zaradil sa do neho aj okres Medzilaborce zo šiesteho zhluku a ďalšie dva okresy. Pre tento zhluk sú typické najmä pracovné dôvody vystaňovania. Okresy zhluku číslo 4 v roku 2007 tvoria prevažne okresy piateho zhluku, teda okresy Bratislavy (okrem okresu Bratislava I), a okres Košice III z tretieho zhluku z roku 1997. Znamená to, že v roku 2007 napriek usporiadaniu okresov do iných priestorových útvarov, pretrvávajú dôvody vystaňovania z roku 1997. Zvyšné dva okresy zo štvrtého zhluku – Bratislava I a Košice IV - vytvorili v roku 2007 samostatný zhluk číslo 6, ktorý je vytvorený najmä na základe vysokého zastúpenia iných a rodinných dôvodov v obidvoch okresoch. Pomerne výrazne zastúpené všetky dôvody, okrem pracovných, má zhluk číslo 4. Rôznorodý je piaty zhluk, tvorený okresmi takmer každého zhluku z roku 1997. Má najviac extrémnych hodnôt a pre vystaňovanie mali v ňom najväčšiu váhu pracovné a zdravotné dôvody.

Ďalšou otázkou je, či sú v tých istých okresoch rozdielne dôvody sťahovania medzi prisťahovanými a vystaňovanými. Skúsenosti hovoria, že by mali byť. Ale aj na základe zhlukovej analýzy je ťažké hovoriť o rovnakých alebo rozdielnych dôvodoch v tých zhlukoch, kde sú dôvody nevýrazné. Také sú obyčajne dva, prípadne tri zhluky u prisťahovaných i vystaňovaných. Iná situácia je tam, kde sú dôvody diferencovanejšie. Napríklad pre prisťahovaných do bratislavských okresov (zhluk číslo 5 v obidvoch rokoch) sú na rozdiel od ostatných zhlukov typické pracovné dôvody, ktoré sa v roku 2007 ešte viac prehĺbili. Z hľadiska vystaňovania sú v týchto okresoch pomerne vysoké všetky dôvody, okrem pracovných. Pritom žiadne iné okresy sa k nim štruktúrou dôvodov nepribližujú. Osobitné postavenie má u vystaňovaných okres Bratislava I, ktorý tvorí spoločný zhluk s okresom Košice IV. Zaujímavé je aj vyčlenenie okresov Banská Štiavnica a Turčianske Teplice do jedného zhluku u prisťahovaných v roku 2007 na základe zdravotných dôvodov. Kým v roku 1997 sa takto vyčlenil len okres Turčianske Teplice, v roku 2007 sa k nemu pripojil aj okres Banská Štiavnica. Z hľadiska vystaňovaných figuroval v roku 1997 okres Banská Štiavnica spolu s okresom Medzilaborce v zhluku číslo 6, hlavne z pracovných dôvodov, ale v roku 2007 sa už tieto dva okresy ocitli v iných zhlukoch, kde dôvody neboli také jednoznačné. Košické okresy ako mestské okresy majú tiež osobitné postavenie. V sledovaných rokoch sa ocitli prevažne v zhlukoch s menším počtom členov a s významnejšie zastúpenými viacerými dôvodmi.

5. Záver

Analýza potvrdzuje, že v súvislosti s meniacimi sa ekonomickými podmienkami sa mení aj postavenie migrácie. Migrácia, a najmä vnútorná, sa stáva čoraz významnejším komponentom regionálneho demografického vývoja. Predpokladali sme, že určitá stabilizácia sociálno-ekonomického vývoja po desiatich rokoch bude viesť k vyjasneniu dôvodov imigrácie a emigrácie na regionálnej úrovni. Predpoklady sa však potvrdili iba do určitej miery. Svoje postavenie si z hľadiska príčin migrácie udržali bratislavské okresy, špecifické postavenie si vybudovali aj malé okresy s funkciou kúpeľnou, s prírastkom obyvateľstva z migrácie. Ako osobitný priestor sa vyprofiloval aj okres Senec, ktorý plní úlohu satelitu Bratislavy v suburbánnom priestore. Existuje však veľa nevypulovaných okresov, z ktorých sa obyvatelia z prevažne rovnakých dôvodov a v rovnakej miere prisťahovávajú aj vystaňovávajú. A kým niektoré okresy mali významnejšie postavenie z hľadiska pracovných dôvodov u prisťahovaných v roku 1997, po desiatich rokoch, zrejme so zmenou ekonomickej pozície, už ich postavenie nebolo také jednoznačné (napr. okres Liptovský Mikuláš).

Na záver treba zdôrazniť, že zhuková analýza pomohla odhaliť také migračné vzťahy, ktoré sú ťažko postrehnuteľné pri klasickej štatistickej analýze dát. Našli sme okresy s podobným alebo rozdielnym migračným správaním. Ale vzhľadom na to, že ide o deklarované dáta o príčinách sťahovania, výsledky netreba absolutizovať, ale chápať ako jeden z pohľadov na migračné správanie obyvateľstva.

6. Literatúra

- [1] JURČOVÁ, D. 2006. Populačný vývoj v okresoch Slovenskej republiky 2005. Bratislava: Infostat, 2006. 74 s.
- [2] JURČOVÁ, D., MÉSZÁROS, J., STANKOVIČOVÁ, I. 2007. Populačný vývoj v okresoch Slovenskej republiky. In: XXXVII. konferencie ČDS „Regionální demografie. Sborník příspěvků. [CD-Rom]. Olomouc: ČSÚ a ČDS, 2007, s. 118-122.
- [3] STANKOVIČOVÁ, I., VOJTKOVÁ, M. 2007. Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami. Bratislava: Iura Edition, 2007. 261 s. ISBN 978-80-8078-152-1.
- [4] VAŇO, B. 2007. Populačný vývoj v Slovenskej republike 2006. Bratislava: Infostat, 2007, 80 s.
- [5] Štatistický úrad SR. 2004. Pohyb obyvateľstva v Slovenskej republike v roku 1997.
- [6] Štatistický úrad SR. 2008. Pohyb obyvateľstva v Slovenskej republike v roku 2007.

Adresy autoriek:

Ing. Iveta Stankovičová, PhD.
Katedra informačných systémov
Fakulta managementu UK v Bratislave
Odbojárov 10, P. O. Box 95
820 05 Bratislava 25
iveta.stankovicova@fm.uniba.sk

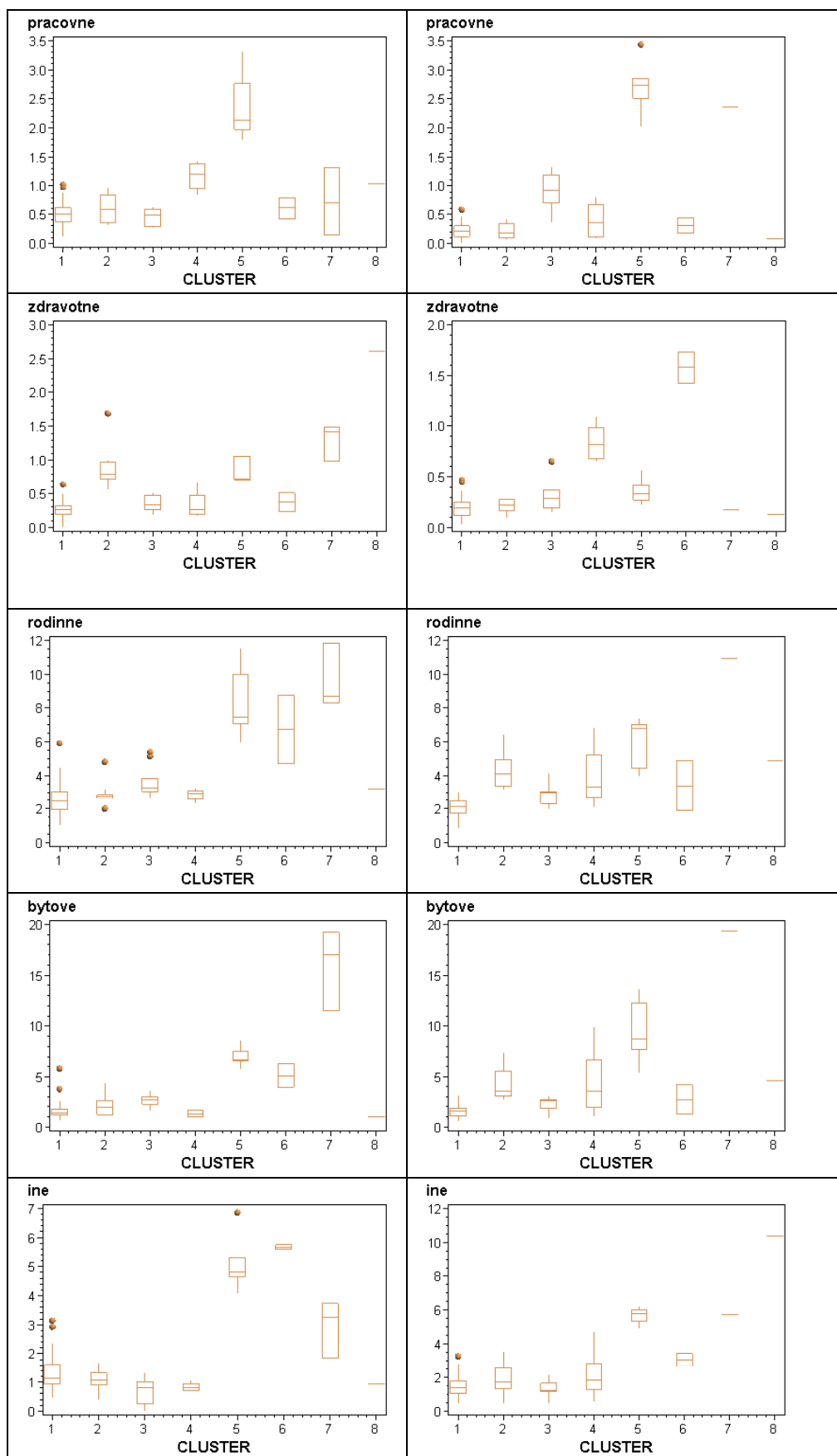
RNDr. Danuša Jurčová, CSc.
INFOSTAT
Výskumné demografické centrum
Dúbravská cesta 3
845 24 Bratislava
jurcova@infostat.sk

Tabuľka 1: Zoznam okresov SR podľa zhlukov na základe príčin prisťahovania (vľavo r. 1997, vpravo r. 2007)

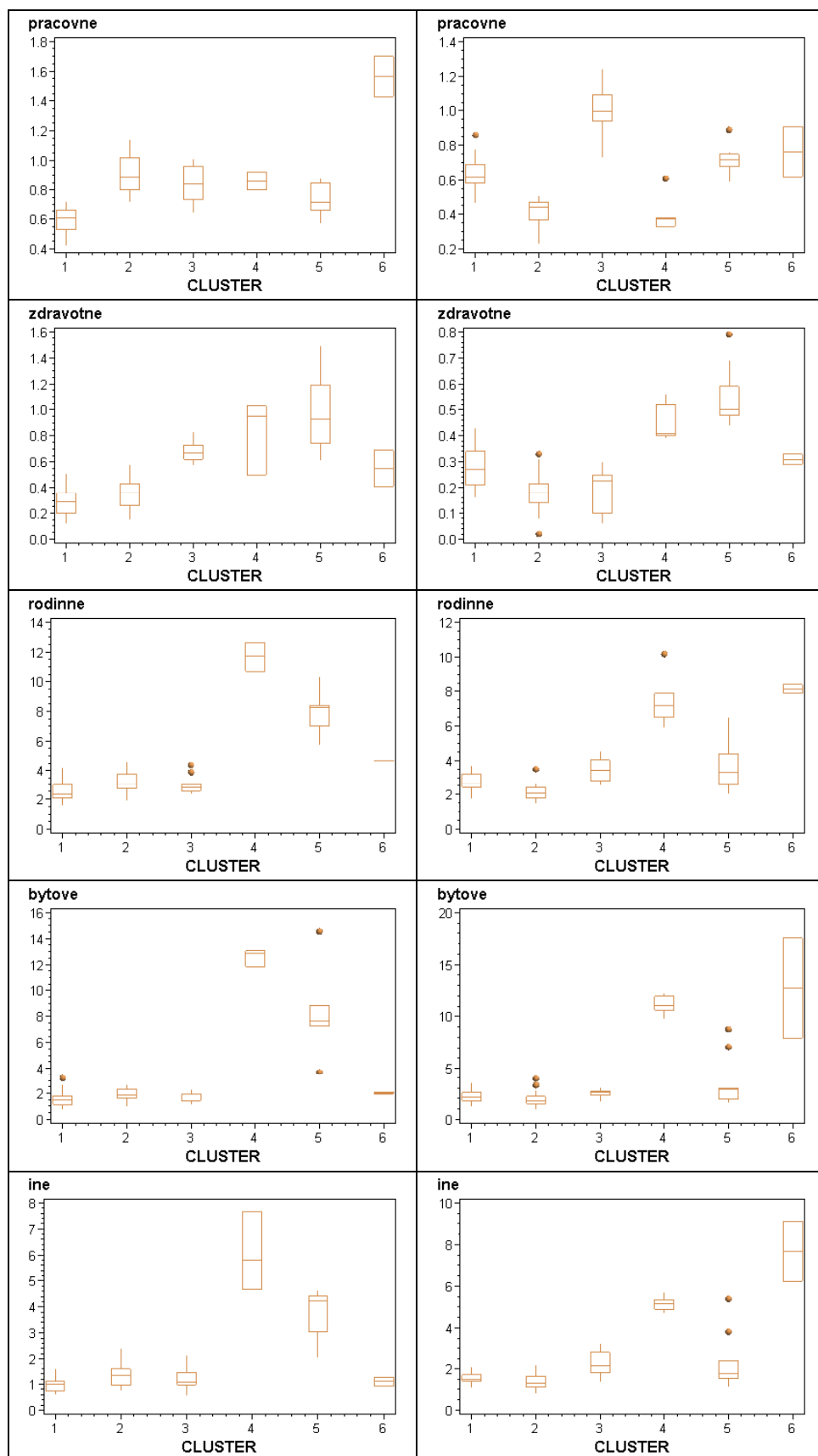
CLUSTER	PRISTA97	N97	PRISTA07	N07
1	Pezinok, Senec , Skalica, Myjava, Nové Mesto nad Váhom, Považská Bystrica, Prievidza, Púchov, Komárno, Nové Zámky, Topoľčany, Bytča, Čadca, Kysucké Nové Mesto, Martin, Námestovo, Tvrdošín, Žilina, Brezno, Lučenec, Poltár, Revúca, Rimavská Sobota, Veľký Krtíš, Zvolen, Žarnovica, Bardejov, Humenné, Medzilaborce, Prešov, Sabinov, Snina, Stará Ľubovňa, Stropkov, Vranov nad Topľou, Gelnica, Košice-okolie, Michalovce, Rožňava, Sobrance, Spišská Nová Ves, Trebišov	42	Skalica, Bánovce nad Bebravou, Ilava, Nové Mesto nad Váhom, Považská Bystrica, Prievidza, Púchov, Komárno, Nové Zámky, Topoľčany, Zlaté Moravce, Bytča, Čadca, Kysucké Nové Mesto, Liptovský Mikuláš, Martin, Námestovo, Tvrdošín, Brezno, Lučenec, Revúca, Rimavská Sobota, Veľký Krtíš, Žarnovica, Žiar nad Hronom, Bardejov, Humenné, Kežmarok, Medzilaborce, Poprad, Prešov, Sabinov, Snina, Stará Ľubovňa, Stropkov, Vranov nad Topľou, Gelnica, Michalovce, Rožňava, Sobrance, Spišská Nová Ves, Trebišov	42
2	Malacky, Ilava, Partizánske, Dolný Kubín, Ružomberok, Detva, Krupina, Kežmarok, Levoča, Poprad, Svidník	11	Pezinok , Dunajská Streda, Galanta, Hlohovec, Piešťany, Myjava, Levice, Šaľa, Poltár, Košice II, Košice-okolie	11
3	Dunajská Streda, Galanta, Hlohovec, Piešťany, Senica, Trnava, Bánovce nad Bebravou, Levice, Šaľa, Zlaté Moravce, Žiar nad Hronom	11	Trnava, Partizánske, Trenčín, Nitra, Dolný Kubín, Žilina, Banská Bystrica, Zvolen, Levoča	9
4	Trenčín, Nitra, Liptovský Mikuláš, Banská Bystrica	4	Malacky, Senica, Ružomberok, Detva, Krupina, Svidník, Košice III, Košice IV	8
5	Bratislava I, Bratislava II, Bratislava III, Bratislava IV, Bratislava V	5	Bratislava I, Bratislava II, Bratislava III, Bratislava IV, Bratislava V	5
6	Banská Štiavnica, Košice II	2	Turčianske Teplice, Banská Štiavnica	2
7	Košice I, Košice III, Košice IV	3	Senec	1
8	Turčianske Teplice	1	Košice I	1

Tabuľka 2: Zoznam okresov SR podľa zhlukov na základe príčin vystťahovania (vľavo r. 1997, vpravo r. 2007)

CLUSTER	VYSTA97	N97	VYSTA07	N07
1	Malacky, Dunajská Streda, Galanta, Hlohovec, Senica, Skalica, Trnava, Bánovce nad Bebravou, Nové Mesto nad Váhom, Považská Bystrica, Prievidza, Trenčín, Komárno, Nové Zámky, Šaľa, Bytča, Čadca, Námestovo, Tvrdošín, Žilina, Lučenec, Zvolen, Bardejov, Humenné, Prešov, Sabinov, Stará Ľubovňa, Svidník, Vranov nad Topľou, Košice-okolie, Michalovce, Rožňava, Spišská Nová Ves, Trebišov	34	Pezinok, Galanta, Hlohovec, Piešťany, Senica, Bánovce nad Bebravou, Ilava, Nové Mesto nad Váhom, Púchov, Levice, Šaľa, Martin, Ružomberok, Turčianske Teplice, Banská Bystrica, Brezno, Lučenec, Rimavská Sobota, Žiar nad Hronom, Poprad, Sabinov, Snina, Svidník, Gelnica Michalovce, Rožňava, Spišská Nová Ves, Trebišov	28
2	Piešťany, Ilava, Myjava, Partizánske, Levice, Nitra, Topoľčany, Zlaté Moravce, Dolný Kubín, Ružomberok, Turčianske Teplice, Banská Bystrica, Detva, Krupina, Poltár, Revúca, Rimavská Sobota, Veľký Krtíš, Žiar nad Hronom, Kežmarok, Levoča, Snina, Sobrance	23	Malacky, Senec, Dunajská Streda, Skalica, Trnava, Považská Bystrica, Prievidza, Trenčín, Komárno, Nitra, Nové Zámky, Zlaté Moravce, Bytča, Čadca, Kysucké Nové Mesto, Námestovo, Žilina, Bardejov, Humenné, Kežmarok, Prešov, Stará Ľubovňa, Vranov nad Topľou, Košice-okolie	24
3	Pezinok, Púchov, Kysucké Nové Mesto, Liptovský Mikuláš, Martin, Brezno, Žarnovica, Poprad, Stropkov, Gelnica	10	Partizánske, Dolný Kubín, Detva, Krupina, Poltár, Revúca, Veľký Krtíš, Žarnovica, Levoča, Medzilaborce	10
4	Bratislava I, Košice III, Košice IV	3	Bratislava II, Bratislava III, Bratislava IV, Bratislava V, Košice III	5
5	Bratislava II, Bratislava III, Bratislava IV, Bratislava V, Senec, Košice I, Košice II	7	Myjava, Topoľčany, Liptovský Mikuláš, Tvrdošín, Banská Štiavnica, Zvolen, Stropkov, Košice I, Košice II, Sobrance	10
6	Banská Štiavnica, Medzilaborce	2	Bratislava I, Košice IV	2



Obrázok 3: Box-ploty pre 8 zhlukov okresov SR podľa príčin prisťahovania (vľavo r. 1997, vpravo r. 2007)



Obrázok 4: Box-ploty pre 6 zhlukov okresov SR podľa príčin vyst'ahovania (vľavo r. 1997, vpravo r. 2007)

Vývoj vybraných demografických ukazovateľov v mestách a na vidieku Slovenska

The development of selected demographic characteristics in urban and rural areas of Slovakia

Stanislav Karaba, Andrea Galvánková

Abstract: The contribution compares the development of selected demographic characteristics in urban and rural areas of Slovakia in the period 1997 - 2007. It outlines the changes of the basic demographic indicators (i.e. live births, deaths, abortions, marriages, divorces, emigration, immigration and other related indicators) by age and sex. The suburbanization of population is the typical feature of migration in the period concerned. The indicators of migration show diverging tendencies while indicators of the vital statistics and socio-legal characteristics show approximation of the urban and rural demographic developments.

Key words: urban and rural areas, development, demographic characteristics

Kľúčové slová: mesto, vidiek, vývoj, demografické ukazovatele

1. Úvod

V príspevku sme hodnotili rozdiely medzi mestským a vidieckym obyvateľstvom vo vybraných demografických ukazovateľoch. Naším cieľom bolo zachytiť vývoj týchto ukazovateľov v rokoch 1997 až 2007. Za vidiecke sme považovali obyvateľstvo obcí, ktoré nie sú podľa § 22 ods. 1 zákona č. 612/2002 o obecnom zriadení vyhlásené za mestá a ktorých počet obyvateľov je menší ako 5000.

2. Prírastky, úbytky obyvateľov

Celkovo žije viac ľudí v mestách, ako na vidieku. Za posledných 11 rokov (1997 – 2007) sa však tieto rozdiely vyrovnávajú; v mestách obyvateľov ubúda, na vidieku pribúda. V roku 1997 žilo v mestách 56,9% obyvateľov SR a na vidieku 43,1%, no v roku 2007 to bolo 55,2% v meste a 44,8% na vidieku. Svedčia o tom i hodnoty celkového prírastku (úbytku) obyvateľov. V mestách SR bol za posledných 11 rokov (okrem roku 1997) zaznamenaný celkový úbytok obyvateľov, ktorý sa na začiatku sledovaného obdobia prehlboval, no v posledných štyroch rokoch sa zmiernuje. Naopak, na vidieku bol zaznamenaný celkový prírastok obyvateľstva, ktorý má počas sledovaného obdobia rastúci trend.

Hlavným faktorom, ktorý tento stav ovplyvňuje je sťahovanie sa z miest do obcí. A to aj napriek tomu, že prírastok obyvateľov zo zahraničného sťahovania smeroval zo 62,4 % do miest a len z 37,6 % na vidiek. Saldo sťahovania sa v priebehu posledných 11 rokov mení podobným spôsobom ako celkový prírastok, t. j., v mestách je záporné a na vidieku kladné. Z miest sa viac ľudí vysťahuje ako sa do nich sťahuje, pričom v sledovanom období počet vysťahovaných i prisťahovaných v priemere rastie. Na vidiek prichádza viac ľudí, ako z neho odchádza, pričom počet prisťahovaných rastie, ale sťahovanie z vidieka stagnuje. Tempo rastu počtu prisťahovaných do miest je nižšie ako na vidiek (v priemere pribudlo v mestách 508 osôb ročne, kým na vidieku 890 osôb ročne). Naopak, tempo rastu počtu vysťahovaných z miest je vyššie než z vidieka (v priemere sa z miest odsťahovalo 866 osôb, kým z vidieka len 127 osôb).

Na celkový počet obyvateľov v mestách a na vidieku SR má vplyv aj prirodzený prírastok obyvateľstva, (i keď v menšej miere ako prírastok sťahovaním – korelačný

koeficient medzi prírastkom sťahovaním a celkovým prírastkom je 0,98 a korelačný koeficient medzi prirodzeným prírastkom a celkovým prírastkom je -0,69). Prirodzený prírastok sa v priebehu rokov mení pomalšie, ako prírastok sťahovaním. V sledovanom období je v mestách prirodzený prírastok kladný, no na vidieku je záporný (okrem roku 1997). Znamená to že, v mestách sa rodí viac ľudí ako zomiera, kým na vidieku je to skôr opačne. V mestách i na vidieku je zhodný trend postupného poklesu prirodzeného prírastku, keď sa počet zomretých takmer nemení, ale počet živo narodených klesá.

3. Pôrody, potraty

Priemerný vek živorodičky stúpa v mestách i na vidieku, no v mestách rastie rýchlejšie, ako na vidieku. Všeobecná miera plodnosti je v mestách SR podstatne nižšia, ako na vidieku. V posledných jedenástich rokoch sa v mestách pohybuje okolo hodnoty 33 (od 30 do 35) živo narodených detí na 1000 žien v reprodukčnom veku a má pomerne stabilný charakter, kým na vidieku dosahuje hodnoty od 42 do 50 živo narodených detí, pričom má klesajúci trend.

Úhrnná plodnosť žien žijúcich na Slovensku (t. j. priemerný počet živo narodených detí pripadajúcich na jednu ženu počas jej celého reprodukčného obdobia), tak ako aj vo väčšine európskych krajín, vo všeobecnosti klesá. Rýchlejší pokles zaznamenala v rokoch 1997 – 2002, no v posledných piatich rokoch sa pokles zastavil a hodnoty začali mierne stúpať. Úhrnná plodnosť v mestách (1,1) je nižšia ako na vidieku (1,5), no i v tomto ukazovateli je možné badať príznaky postupného vyrovnávania rozdielov medzi mestom a vidiekom.

Celková potratovosť má na Slovensku v posledných rokoch klesajúci charakter. Počet všetkých potratov bol na začiatku sledovaného obdobia podstatne vyšší v mestách (18 307), ako na vidieku (10 921). V priebehu rokov sa však tento rozdiel zmierňuje. V roku 2007 už bolo v mestách len 8085 (pokles o 40,3%) potratov a na vidieku 5339 (pokles o 22,1%). Počet umelých prerušení tehotenstiev sa správa rovnakým spôsobom ako potratovosť.

4. Sobáše, rozvody

V priemere za sledované obdobie je absolútny počet sobášov v mestách (15 073) vyšší ako na vidieku (11 378), ale po prepočte sobášov na 1000 obyvateľov sa tento rozdiel takmer vyrovnáva. Za posledných 11 rokov osciluje hrubá miera sobášnosti v mestách okolo hodnoty 5,0 ‰, na vidieku mierne klesá a blíži sa k hodnote 4,5 ‰.

V priemere je v mestách i na vidieku ženích o 3 roky starší ako nevesta, táto hodnota sa za posledných 11 rokov v podstate nezmenila. Tak ako v mestách, i na vidieku sa priemerný vek novomanželov zvyšuje. V mestách mal v priemere za sledované obdobie ženích 30,0 rokov a nevesta 27,0 rokov, zatiaľ čo na vidieku to bolo 27,8 a 24,8 roka.

Za posledných 11 rokov má vývoj rozvodovosti v mestách i na vidieku rastúci trend, pričom sa tempo rastu v mestách nelíši od tempa rastu na vidieku. V mestách je však až 2,6 krát viac rozvodov, ako na vidieku, (t. j., v 11-ročnom priemere 7634 rozvodov v mestách, ku 2992 rozvodom na vidieku).

V mestách i na vidieku podali ženy dve tretiny návrhov na rozvod (z celkového počtu ukončených rozvodových konaní). Kým v mestách sa mierne znižuje percento návrhov žien (z 69,5 % v roku 1997 na 65,4 % v roku 2007), a tým pádom sa zvyšuje percento návrhov mužov, na vidieku je pomer návrhov na rozvod z podnetu ženy a muža za posledných 11 rokov stabilný.

Podobne ako u sobášov, aj pri rozvodoch má priemerný vek rozvádžajúcich sa stúpajúci charakter. V sledovanom období je priemerný vekový rozdiel medzi rozvádžajúcimi sa manželmi v mestách 2,5 roka a na vidieku 2,8 roka. V dĺžke trvania rozvádžajúceho sa manželstva nie je zásadný rozdiel medzi mestom a vidiekom (13,8 rokov mesto a 13,2 rokov vidiek).

I keď absolútny počet rozvádžajúcich sa manželstiev s maloletými deťmi má stúpajúci trend, (na vidieku rýchlejšie ako v meste), ich podiel zo všetkých rozvodov má klesajúci charakter (v mestách klesá rýchlejšie ako na vidieku).

5. Vekové zloženie obyvateľov

Z porovnania vekovej štruktúry obyvateľov žijúcich v mestách a na vidieku v roku 2007 a 1997 vyplýva, že v roku 1997 bolo v mestách viac obyvateľov v predproduktívnom a produktívnom veku, a menej v poproduktívnom veku. V roku 2007 je už počet predproduktívneho a poproduktívneho obyvateľstva v mestách a na vidieku porovnateľný, pričom v mestách stále pretrvávajú vyšší počet obyvateľov v produktívnom veku. Na vyjadrenie týchto faktov jedným číslom nám poslúži index ekonomického zaťaženia (IEZ), vyjadrujúci počet osôb v predproduktívnom a poproduktívnom veku k osobám v produktívnom veku. V mestách je percentuálne menej obyvateľov v neproduktívnom veku (v priemere 38,5 %), ako na vidieku (v priemere 49,7 %), pričom v oboch prípadoch ich podiel v sledovanom období klesá. V mestách je tento pokles rýchlejší, ako na vidieku. Pomer medzi osobami v poproduktívnom veku a osobami v predproduktívnom veku, ktorý vyjadruje Index starnutia, sa však za posledných 11 rokov mení rýchlejšie ako IEZ. I keď je stále viac detí, ako dôchodcov, tento pomer sa vyrovnáva. V meste bol IS pred 11 rokmi výrazne nižší (42,3%) ako na vidieku (66,1%). No rýchlejším rastom v mestách ako na vidieku sa tieto rozdiely vyrovnali, čiže v súčasnosti je pomer medzi dôchodcami a deťmi v mestách a na vidieku v podstate rovnaký.

Mužom i ženám sa v mestách i na vidieku za posledných 11 rokov stredná dĺžka života pri narodení predlžuje. Z porovnania strednej dĺžky života pri narodení v mestách a na vidieku vyplýva, že ženy v mestách i na vidieku majú vyššiu strednú dĺžku života pri narodení, ako muži. No rozdiel medzi pohlaviami v strednej dĺžke života je v meste menší (v priemere za sledované obdobie 7 rokov) ako na vidieku (8,8 roka).

6. Záver

Začiatkom 90-tych rokov minulého storočia vyvrcholil na Slovensku proces urbanizácie. V súčasnosti je hlavnou črtou migrácie obyvateľstva suburbanizácia, čiže z demografického hľadiska sťahovanie sa z miest do obcí situovaných v dochádzkovej vzdialenosti od expandujúcich miest. Fakt, že sa ľudia sťahujú viac na vidiek podporujú i nami zistené výsledky. Rozdiely medzi mestom a vidiekom sa v migračných ukazovateľoch zväčšujú (celkový prírastok, prírastok sťahovaním, počet vysťahovaných, počet prisťahovaných a zahraničná migrácia), a súčasne v ukazovateľoch prirodzeného pohybu a sociálno-právnych procesov sa rozdiely medzi mestom a vidiekom buď vyrovnávajú (počet obyvateľov, vekové zloženie, počet rozvodov, úhrnná plodnosť i potratovosť), alebo stagnujú (počty živonarodených a zomrelých, sobášnosť, priemerný vek novomanželov a rozvádžajúcich sa).

7. Literatúra

- [1] Pohyb obyvateľstva v Slovenskej republike v roku 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, Štatistický úrad SR, Infostat, 1998 - 2008
- [2] Vývoj obyvateľstva v Slovenskej republike (2007), Štatistický úrad SR, 2008, s. 58
- [3] Populačný vývoj v Slovenskej republike v r. 2004, Infostat, 2005, s. 95

Adresa autorov:

Ing. Stanislav Karaba, PhD.

Miletičova 3

824 67 Bratislava

Stanislav.Karaba@statistics.sk

Mgr. Andrea Galvánková

Miletičova 3

824 67 Bratislava

Andrea.Galvankova@statistics.sk

Tabuľka 1: Vybrané charakteristiky mestského obyvateľstva SR v rokoch 1997 až 2007

	mestské obyvateľstvo										
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Počet obyvateľov spolu	3 067 280	3 064 012	3 059 835	3 057 125	3 014 724	3 007 738	2 997 283	2 991 131	2 986 802	2 985 585	2 981 974
Celkový prírastok	4 623	-2 050	-1 986	-2 710	-5 237	-6 986	-7 497	-6 152	-4 329	-5 656	-3 611
Prírastok sťahovaním	-1 664	-6 845	-6 187	-5 788	-6 730	-8 570	-9 023	-9 510	-7 034	-7 910	-6 234
Saldo zahraničnej migrácie v mestách v %	62,22	63,48	61,55	63,23	45,36	56,60	59,40	69,28	67,88	68,34	68,82
Priťahovaní	19 717	18 493	17 734	17 431	17 869	20 151	18 997	19 750	21 937	22 611	23 924
Vysťahovaní	21 381	25 338	23 921	23 219	24 599	28 721	28 020	29 260	28 971	30 521	30 158
Prirodzený prírastok	6 287	4 795	4 201	3 078	1 493	1 584	1 526	3 358	2 705	2 254	2 623
Živonarodení	30 969	29 778	28 693	28 183	26 106	26 321	26 798	28 399	28 816	28 411	28 970
Zomretí	24 682	24 983	24 492	25 105	24 613	24 737	25 272	25 041	26 111	26 157	26 347
Priemerný vek živorodičky	26,06	26,28	26,48	26,72	26,92	27,17	27,47	27,74	28,10	28,38	28,69
Všeobecná miera plodnosti	35,45	33,97	32,72	32,15	30,19	30,62	31,42	33,59	34,42	34,22	35,29
Úhrnná plodnosť	1,28	1,22	1,16	1,14	1,06	1,06	1,08	1,14	1,15	1,13	1,16
Potraty spolu	18 308	17 266	16 193	14 832	14 197	13 842	13 146	12 256	11 720	11 418	10 921
z toho UPT	15 225	14 121	13 065	12 036	11 552	11 119	10 337	9 593	8 908	8 640	8 085
Sobáše	15 534	15 106	15 303	14 645	13 591	14 370	15 068	15 986	15 180	15 022	15 994
Hrubá miera sobášnosti	5,06	4,93	5,00	4,79	4,51	4,78	5,03	5,34	5,08	5,03	5,36
Priemerný vek nevesty	25,22	25,37	25,68	26,15	26,59	27,05	27,39	27,67	28,38	28,85	29,18
Priemerný vek ženícha	28,07	28,26	28,59	29,15	29,55	30,02	30,51	30,63	31,50	31,99	32,14
Priemerný vekový rozdiel pri sobáši	2,85	2,89	2,90	2,99	2,96	2,97	3,12	2,95	3,12	3,14	2,97
Rozvody	7 106	7 086	7 150	6 842	7 172	7 782	7 720	7 700	8 209	8 926	8 378
Návrh na rozvod podala žena (v %)	69,50	68,79	69,53	68,70	67,95	67,15	67,64	66,35	65,47	65,24	65,37
Návrh na rozvod podal muž (%)	30,50	31,21	30,47	31,30	32,05	32,85	32,36	33,65	34,53	34,76	34,63
Priemerný vek pri rozvode - ženy	35,05	35,52	35,80	36,64	36,46	36,43	36,92	37,27	37,52	37,80	38,04
Priemerný vek pri rozvode - muži	37,55	37,91	38,26	39,04	38,79	38,91	39,36	39,72	40,00	40,43	40,58
Priemerný vekový rozdiel manželov pri rozvode	2,50	2,39	2,46	2,41	2,33	2,47	2,45	2,44	2,48	2,63	2,54
Priemerná dĺžka rozvádžajúceho sa manželstva	12,40	12,77	13,06	13,47	13,76	13,76	14,15	14,30	14,66	14,83	14,93
Rozvádžajúce sa manželstvá s maloletými deťmi (abs.)	5 188	5 131	5 054	4 767	5 022	5 396	5 266	5 092	5 308	5 758	5 364
Rozvádžajúce sa manželstvá s maloletými deťmi (%)	73,01	72,41	70,69	69,67	70,02	69,34	68,21	66,13	64,66	64,51	64,02
Počet obyvateľov vo veku 0 - 14 rokov	664 438	638 688	611 873	585 608	550 370	525 249	501 627	480 969	463 651	448 490	434 769
Počet obyvateľov vo veku 15 - 64 rokov	2 121 194	2 142 579	2 159 748	2 179 533	2 170 876	2 185 737	2 195 260	2 204 014	2 210 771	2 220 124	2 223 082
Počet obyvateľov vo veku 65 a viac rokov	280 818	285 190	289 441	293 869	296 281	300 751	304 732	309 301	314 869	321 155	327 829
Index ekonomického zťaženia (IEZ)	44,56	43,12	41,73	40,35	39,00	37,79	36,73	35,86	35,21	34,67	34,30
Index starnutia (IS)	42,26	44,65	47,30	50,18	53,83	57,26	60,75	64,31	67,91	71,61	75,40
Stredná dĺžka života pri narodení - muži	69,67	69,72	70,09	70,12	70,72	70,84	70,88	71,34	71,08	71,54	71,80
Stredná dĺžka života pri narodení - ženy	76,89	76,93	77,20	77,47	77,78	77,85	77,93	78,23	78,13	78,52	78,25
Stredná dĺžka života pri narodení - (ženy - muži)	7,23	7,21	7,12	7,35	7,06	7,01	7,05	6,88	7,05	6,98	6,45

Tabuľka 2: Vybrané charakteristiky vidieckeho obyvateľstva SR v rokoch 1997 až 2007

	vidiecke obyvateľstvo										
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Počet obyvateľov spolu	2 320 370	2 329 370	2 338 822	2 345 422	2 364 227	2 371 423	2 382 770	2 393 691	2 402 378	2 408 052	2 419 024
Celkový prírastok	4 095	7 782	7 261	6 600	5 405	7 196	8 389	10 921	8 687	10 113	10 972
Prírastok sťahovaním	3 395	8 151	7 641	7 251	7 742	9 471	10 432	12 384	10 437	11 764	13 027
Saldo zahraničnej migrácie na vidieku v %	37,78	36,52	38,45	36,77	54,64	43,40	40,60	30,72	32,12	31,66	31,18
Prist'ahovaní	21 601	25 315	24 006	23 186	24 347	28 011	27 712	29 065	28 773	30 486	31 181
Vyst'ahovaní	18 206	17 164	16 365	15 935	16 605	18 540	17 280	16 681	18 336	18 722	18 154
Prirodzený prírastok	700	-369	-380	-651	-2 337	-2 275	-2 043	-1 463	-1 750	-1 651	-2 055
Živonarodení	28 142	27 804	27 530	26 968	25 030	24 520	24 915	25 348	25 614	25 493	25 454
Zomretí	27 442	28 173	27 910	27 619	27 367	26 795	26 958	26 811	27 364	27 144	27 509
Priemerný vek živorodičky	25,22	25,32	25,47	25,67	25,96	26,12	26,39	26,58	26,84	27,11	27,36
Všeobecná miera plodnosti	50,44	49,41	48,42	47,03	43,09	41,99	42,31	42,71	43,73	43,41	42,18
Úhrnná plodnosť	1,64	1,60	1,56	1,51	1,39	1,35	1,36	1,38	1,41	1,40	1,37
Potraty spolu	9 490	9 392	9 364	8 761	8 595	8 299	8 013	7 819	7 612	7 636	7 397
z toho UPT	7 093	6 988	6 884	6 432	6 474	6 263	5 885	5 714	5 519	5 603	5 339
Sobáše	12 421	12 388	12 037	11 258	10 204	10 692	10 934	11 899	10 969	10 917	11 443
Hrubá miera sobášnosti	5,35	5,32	5,15	4,80	4,32	4,51	4,59	4,97	4,57	4,53	4,73
Priemerný vek nevesty	23,15	23,30	23,66	24,00	24,34	24,75	25,14	25,31	25,92	26,44	26,69
Priemerný vek ženícha	25,99	26,08	26,55	26,92	27,26	27,82	28,21	28,23	29,07	29,56	29,98
Priemerný vekový rozdiel pri sobáši	2,85	2,78	2,89	2,93	2,92	3,07	3,07	2,91	3,15	3,13	3,29
Rozvody	2 032	2 226	2 514	2 431	2 645	3 178	2 996	3 189	3 344	3 790	3 796
Návrh na rozvod podala žena (v %)	66,84	65,95	67,44	68,03	65,45	66,26	67,18	66,19	66,29	66,27	66,92
Návrh na rozvod podal muž (%)	33,16	34,05	32,56	31,97	34,55	33,74	32,82	33,81	33,71	33,73	33,08
Priemerný vek pri rozvode - ženy	33,57	33,84	34,04	34,83	35,04	34,93	34,84	35,45	35,77	36,37	36,44
Priemerný vek pri rozvode - muži	36,46	36,52	36,75	37,55	37,91	37,59	37,65	38,32	38,57	39,11	39,31
Priemerný vekový rozdiel manželov pri rozvode	2,89	2,68	2,71	2,72	2,87	2,66	2,81	2,86	2,81	2,73	2,86
Priemerná dĺžka rozvádžajúceho sa manželstva	11,92	12,08	12,24	12,55	13,26	13,09	13,04	13,59	13,88	14,25	14,35
Rozvádžajúce sa manželstvá s maloletými deťmi (abs.)	1 482	1 624	1 782	1 747	1 858	2 295	2 204	2 237	2 301	2 716	2 630
Rozvádžajúce sa manželstvá s maloletými deťmi (%)	72,93	72,96	70,88	71,86	70,25	72,22	73,56	70,15	68,81	71,66	69,28
Počet obyvateľov vo veku 0 - 14 rokov	485 524	479 726	474 202	467 778	474 641	466 002	458 545	450 958	450 092	441 027	426 287
Počet obyvateľov vo veku 15 - 64 rokov	1 510 380	1 521 633	1 536 663	1 550 244	1 571 947	1 585 851	1 604 624	1 621 921	1 605 790	1 617 672	1 668 701
Počet obyvateľov vo veku 65 a viac rokov	320 879	323 050	323 397	323 647	315 665	315 219	314 162	315 411	342 112	342 716	317 098
Index ekonomického zťaženia (IEZ)	53,39	52,76	51,90	51,05	50,28	49,26	48,16	47,25	49,33	48,45	44,55
Index starnutia (IS)	66,09	67,34	68,20	69,19	66,51	67,64	68,51	69,94	76,01	77,71	74,39
Stredná dĺžka života pri narodení - muži	68,00	67,30	67,66	67,97	68,11	68,57	68,50	69,14	69,35	69,49	69,06
Stredná dĺžka života pri narodení - ženy	76,48	76,37	76,81	76,86	77,27	77,24	77,27	77,35	77,94	78,15	77,89
Stredná dĺžka života pri narodení - (ženy - muži)	8,47	9,07	9,15	8,88	9,15	8,67	8,77	8,21	8,58	8,66	8,83

Regionálne rozdiely hospodárenia domácností na základe štatistiky rodinných účtov

Regional Variances in Economic Management on the Basis of Household Budget Surveys

Alena Kaščáková, Gabriela Nedelová

Abstract: Income and expenditures of Slovak households are surveyed within the framework of Household Budget Surveys. The aim of the paper is the detection of economic and demographic situation similarities in households of Slovak regions. The household budget surveys data were analyzed.

Key words: *household income, consumption expenditures, Household Budget Surveys, cluster analysis, dendrogram.*

Kľúčové slová: *príjem domácnosti, spotrebné výdavky, štatistika rodinných účtov, yhluková analýza, dendrogram.*

1. Úvod

Príjmy a výdavky obyvateľstva je možné sledovať dvoma základnými spôsobmi. Jedným je konečná spotreba domácností v systéme národných účtov, druhým je sledovanie príjmov a výdavkov na mikroúrovni na základe údajov z rodinných účtov. Prvý uvedený spôsob zahŕňa sledovanie údajov za všetkých obyvateľov. Má vysokú výpovednú hodnotu o všeobecnej úrovni a štruktúre príjmov a výdavkov obyvateľstva krajiny vo väzbe na tvorbu a použitie národného dôchodku v ekonomike.

Druhý spôsob je založený na sledovaní príjmov a výdavkov reprezentatívneho výberu domácností, tzv. rodinných účtov. Umožňuje vytvorenie obrazu o úrovni a štruktúre príjmov a výdavkov v jednotlivých spoločenských a sociálnych skupinách obyvateľstva, v štruktúre podľa počtu a veku detí v domácnostiach, v štruktúre podľa krajov (NUTS 3) aj s možnosťou ich sledovania v čase. Sú tiež dôležitým zdrojom údajov pre rôzne medzinárodné porovnávanie.

Vo väčšine krajín vyplynulo zavedenie sledovania rodinných účtov z potreby získať základné informácie o štruktúre spotreby domácností. Údaje sa využívali a aj sa využívajú pre stanovovanie váh pri výpočte indexu spotrebiteľských cien. Postupne sa záber rodinných účtov rozšíril a dnes majú charakter viacúčelového zisťovania. Rodinné účty patria u nás, v susedných krajinách ale i v krajinách Európskej únie medzi jeden z najvýznamnejších zdrojov štatistických údajov pre potreby ekonomickej i sociálnej politiky.

Cieľom príspevku je popísať príjmo-výdavkovú situáciu slovenských domácností so zreteľom na regionálne rozdiely a na základe vybraných charakteristík v krajoch a procedúry zhlukovej analýzy pokúsiť sa identifikovať tie kraje, ktoré vykazujú podobnú úroveň hospodárenia domácností.

Pre analýzu sme použili najnovšie údaje štatistiky rodinných účtov, ktoré sme mali k dispozícii a to za rok 2006, pre ich spracovanie sme využili štatistický softvér SPSS.

2. Vývoj príjmov a výdavkov domácností

Do roku 2003 sa na Slovensku realizoval kvótny zámerný výber spravodajských jednotiek do výberovej vzorky. Na základe odporúčania Eurostatu sa od roku 2004 zmenil spôsob výberu a od 1.1.2004 sa výber uskutočňuje náhodne. Vzhľadom na zmenu metodiky

zberu údajov nie je možné zahrnúť údaje do jedného časového radu a je potrebné odlíšiť údaje zisťované inou metodikou. Aj napriek tomu je zrejmé, že príjmy domácností v posledných 10 rokoch rastú, pričom tento rast je kopírovaný aj rastom výdavkov.

Stručný prehľad čistých peňažných príjmov, výdavkov a podielu výdavkových skupín na čistých peňažných výdavkoch domácností za roky 1996 – 2006 poskytujú údaje v nasledujúcej tabuľke.

Tabuľka 1. Čisté peňažné príjmy, výdavky domácností a podiel 12 výdavkových skupín na Slovensku v rokoch 1996 – 2006

Ukazovateľ \ rok	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
čisté peňažné príjmy spolu	48 792	56 582	59 832	62 982	68 641	76 667	80 565	85 119	87 348	90 800	103 381
čisté peňažné výdavky spolu	47 685	55 273	60 436	62 707	67 869	75 372	77 684	82 808	84 961	88 414	101 444
v tom v %											
I. potraviny a nealk. nápoje	29,6	29,6	28,4	27,7	26,2	24,3	24,2	23,5	24,7	24,2	22,5
II.alkoholické nápoje a tabak	3,5	3,5	3,4	3,3	3,1	2,8	2,8	2,7	3,0	2,8	2,6
III. odievanie a obuv	10,7	10,5	9,9	8,6	8,0	7,8	7,7	6,6	5,4	5,5	5,3
IV. bývanie, voda, elektrina, plyn a iné palivá	12,9	12,7	12,3	14,6	16,4	15,6	16,0	18,8	22,4	21,0	21,7
V. nábytok, vybavenie a údržba domu	6,0	5,9	6,2	5,7	5,5	5,2	5,3	4,6	4,2	4,1	4,2
VI. zdravie	1,0	1,2	1,2	1,4	1,5	1,5	1,6	1,9	2,6	2,7	2,6
VII. doprava	9,1	8,0	8,7	8,0	7,9	9,2	8,1	8,3	7,0	8,2	7,9
VIII. pošta a telekomunikácie	1,5	1,7	2,0	2,4	2,7	3,3	3,6	3,6	4,1	4,2	4,8
IX. rekreácia a kultúra	8,1	7,5	8,0	7,7	7,5	7,3	7,4	6,8	6,2	5,9	6,4
X. vzdelanie	0,6	0,5	0,5	0,5	0,5	0,6	0,6	0,6	0,6	0,8	0,7
XI. hotely a reštaurácie	3,8	4,5	4,9	5,1	5,1	5,5	5,8	5,7	4,1	4,3	4,6
XII. ostatné čisté výdavky	7,0	7,9	7,4	7,4	8,0	8,8	8,8	8,8	8,0	7,9	9,1

Zdroj: Štatistická ročenka 1997, 2000, 2004, 2007.

Transformácia slovenskej ekonomiky umožňuje niektoré zmeny v štruktúre spotrebných výdavkov domácností. Z porovnania výdavkov slovenských domácností a domácností krajín Európskej únie je zrejmé, že slovenská domácnosť mala v roku 2001 výrazne vyšší, takmer dvojnásobný podiel výdavkov na potraviny a nealkoholické nápoje. Všetky ostatné výdavkové skupiny vykazovali nižší podiel z celkového objemu výdavkov. Európske domácnosti vydávali najviac prostriedkov na bývanie, pričom to bola v priemere jedna pätina z celkového objemu prostriedkov. Na druhom mieste v poradí boli výdavky domácností na dopravu. Pomer výdavkových skupín slovenských domácností a domácností európskeho

priemeru sa postupne znižuje v smere postupnej konvergenencie ku spotrebným štruktúram vo vyspelých trhových ekonomikách.

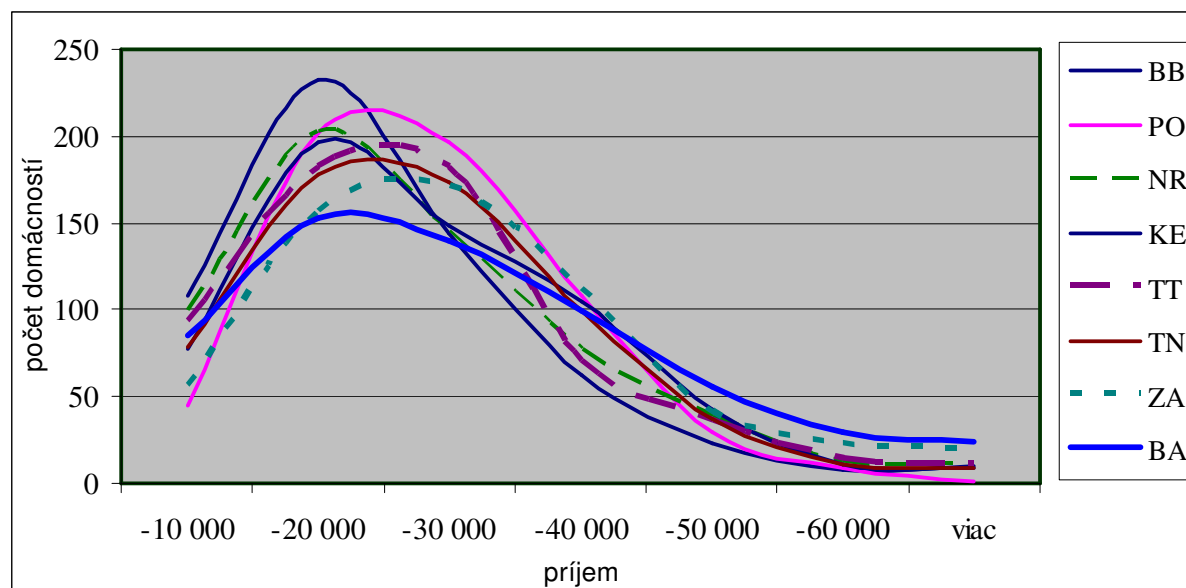
3. Regionálne rozdiely v hospodárení domácností v roku 2006

Hospodárenie domácností nie je vo všetkých krajoch Slovenska rovnaké, výdavkové možnosti sú ovplyvnené úrovňou príjmov v jednotlivých regiónoch. Moderné teórie spotreby definujú spotrebu ako funkciu disponibilného príjmu, bohatstva ale aj demografických zmien.

Kraje Slovenska sú dlhodobo zreteľne príjmovo diferencované. Potvrdzujú to výsledky zisťovania príjmovej úrovne obyvateľstva Mikrocenzus a Štatistiky príjmov a životných podmienok (EU SILC).

Podľa štatistiky rodinných účtov najvyšší čistý peňažný príjem vykazuje Bratislavský kraj, najnižšia príjmová úroveň domácností je v Banskobystrickom kraji. Príjmová diferenciácia domácností v krajoch Slovenska je zrejmá z tabuľky č. 2 i z nasledujúceho grafu. Kvôli jeho prehľadnosti sú kraje radené podľa vrcholu krivky rozdelenia domácností v jednotlivých krajoch.

Graf 1. Čistý mesačný príjem domácností v krajoch SR v roku 2006



Zdroj: Vlastné spracovanie. Údaje rodinných účtov, ŠÚ SR, 2007.

Tabuľka 2. Priemerné hodnoty ukazovateľov v krajoch SR v roku 2006

	Hrubý príjem	Čistý príjem	Hrubé výdavky	Čisté výdavky	Spotrebné výdavky	Počet členov domácnosti	Počet nezaopatrených detí
BA	33 676	28 748	31 193	26 266	24 411	2,51	0,72
TT	26 542	23 098	26 476	23 032	20 914	2,68	0,66
TN	27 498	23 933	27 553	23 987	22 399	2,81	0,82
NR	25 738	22 816	25 048	22 126	20 278	2,65	0,65
ZA	30 755	27 031	30 673	26 949	23 774	3,25	1,04
BB	23 852	20 934	23 309	20 391	18 875	2,52	0,56
PO	27 038	23 867	27 584	24 414	22 342	3,20	1,06
KE	27 672	24 318	27 066	23 712	21 223	3,01	0,87

Zdroj: Vlastné spracovanie. Údaje rodinných účtov, ŠÚ SR, 2007.

Kraje sa líšia tiež demografickými mierami pohybu aj štruktúry obyvateľstva. Z rodinných účtov je možné poznať informácie o počte členov domácností a ich štruktúre podľa ekonomickej aktivity.

V nadväznosti na príjmové možnosti domácnosti, demografickú štruktúru, konkurencieschopnosť trhu, cenovú ponuku a ďalšie špecifiká je odlišný aj podiel jednotlivých výdavkových skupín domácností v krajoch, čo je zrejmé z nasledujúcej tabuľky. (Označenie stĺpcov tabuľky nadväzuje na číslovanie výdavkových skupín v tabuľke č. 1).

Tabuľka 3. Podiely výdavkových skupín na čistých výdavkoch domácností v krajoch SR v roku 2006

výdavková skupina / kraj	I.	II	III.	IV.	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
BA	0,229	0,028	0,064	0,223	0,050	0,029	0,075	0,055	0,101	0,010	0,045	0,090
TT	0,251	0,034	0,058	0,248	0,055	0,026	0,066	0,052	0,069	0,010	0,054	0,077
TN	0,246	0,026	0,060	0,243	0,054	0,030	0,074	0,054	0,076	0,007	0,049	0,080
NR	0,248	0,029	0,052	0,249	0,043	0,028	0,102	0,053	0,060	0,006	0,042	0,088
ZA	0,267	0,033	0,062	0,210	0,044	0,027	0,095	0,053	0,065	0,005	0,059	0,080
BB	0,248	0,027	0,055	0,278	0,039	0,037	0,068	0,052	0,061	0,005	0,045	0,085
PO	0,247	0,025	0,062	0,221	0,041	0,027	0,109	0,050	0,060	0,007	0,069	0,083
KE	0,258	0,030	0,051	0,255	0,048	0,025	0,092	0,055	0,063	0,008	0,041	0,074

Zdroj: Vlastné spracovanie. Údaje rodinných účtov, ŠÚ SR, 2007.

Obligatórne výdavky – výdavky na potraviny a nealkoholické nápoje (sk. I) a výdavky na bývanie (sk. V), tvoria okolo 50 % výdavkov domácností vo všetkých krajoch Slovenska. Najväčší priestor pre rozdelenie fakultatívnych výdavkových skupín majú domácnosti v bratislavskom kraji (55 %), nasleduje Prešovský a Žilinský kraj (cca 53 %), najmenší „manévrovací priestor“ v tomto smere majú domácnosti v Banskobystrickom kraji (cca 47 %).

4. Zoskupenie krajov podľa mier podobnosti

Využitie metód zhlukovej analýzy na identifikovanie podobných objektov vyžaduje výber premenných, ktorých obmeny umožnia odlíšiť rozdielne, prípadne spojiť podobné objekty, pričom je potrebné dodržať ich vzájomnú nezávislosť. Pre zoskupenie krajov, ktoré sú podobné svojou príjmo-výdavkovou situáciou sme vybrali nasledujúce zhlukovacie premenné:

- čistý priemerný mesačný príjem domácnosti v kraji (Cprijem) - premenná charakterizujúca príjmovú úroveň),
- priemerné výdavky domácnosti na bývanie v sledovanom kraji (Nbyv) – premenná charakterizujúca úroveň obligatórnych výdavkov,
- priemerný počet členov domácnosti v kraji,
- priemerná hodnota charakteristiky súčasné zamestnanie, ktorá sa však ukázala ako irelevantná, po jej vylúčení sa výsledky zhlukovanie nezmenili.

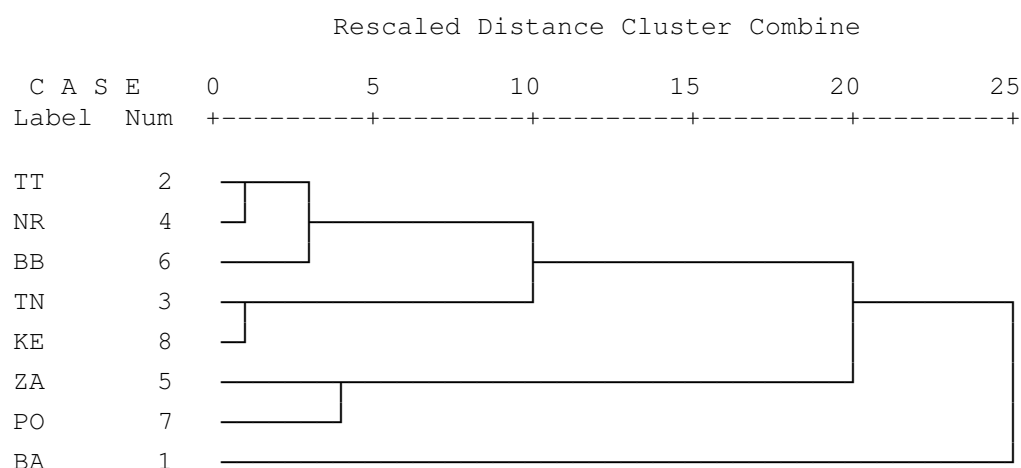
Na hladine významnosti 0,05 sme nezamietli vzájomnú nezávislosť všetkých sledovaných charakteristík.

Vzhľadom k tomu, že sme nemali informácie o konečnom počte zhlukov, zvolili sme hierarchické zhlukovanie. Porovnali sme postupne 7 zhlukovacích metód, ktoré ponúka programový balík SPSS, pri výbere euklidovskej miery vzdialenosti a prepočte charakteristík

na z-skóre vzhľadom na rozdielnú úroveň i merné jednotky premenných. Výsledky boli vzácné zhodné, na nasledujúcom obrázku je dendrogram zhlukovacej metódy Between Groups.

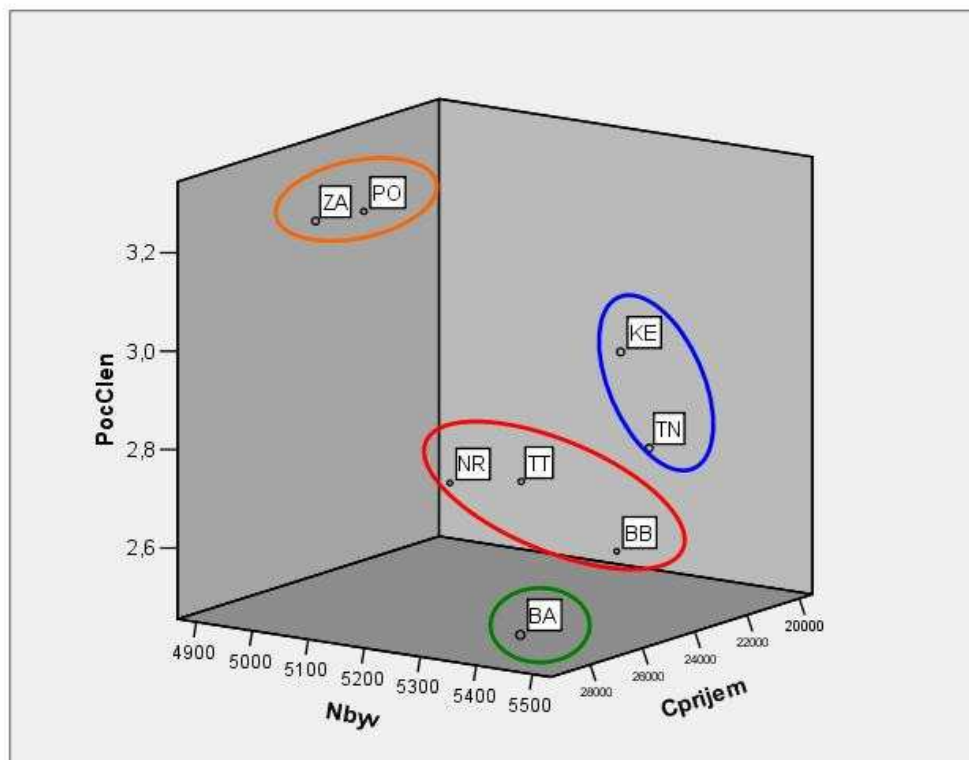
* * * * * H I E R A R C H I C A L C L U S T E R A N A L Y S I S * * *

Dendrogram using Average Linkage (Between Groups)



Obrázok 1: Dendrogram

Grafickým vyjadrením výsledku zhlukovacej procedúry je nasledujúci obrázok.



Obrázok 2: Výsledok zhlukovacej procedúry podľa vybraných ukazovateľov

5. Záver

Využitím zhlukovacej procedúry sme zistili podobnosť možností a úrovne hospodárenia domácností v krajocho Slovenska a to nasledovne:

1. zhluk: Bratislavský kraj
2. zhluk: Banskobystrický, Nitriansky a Trnavský kraj
3. zhluk: Košický a Trenčiansky kraj
4. zhluk: Prešovský a Žilinský kraj.

Uvedené kraje majú v skupinách podobnú úroveň ukazovateľov indikujúcich príjmovú a výdavkovú úroveň a demografickej charakteristiky vyjadrujúcej veľkosť domácnosti, čo má dôsledok na objem spotreby v domácnostiach.

6. Literatúra

- [1] SENAJ, M. 2008. Odhad spotrebnej funkcie pre Slovensko a prognóza spotreby. In: Ekonomický časopis. 2008, č. 1. Bratislava: Ekonomický ústav SAV a Prognostický ústav SAV, 2008, s. 3 – 21. ISSN 0013-3035.
- [2] STANKOVIČOVÁ I., VOJTKOVÁ M. 2007. Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami. Bratislava: Iura Edition, 2007. ISBN 978-80-8078-152-1.

Adresa autora:

Alena Kaščáková, Ing., PhD.
KKMaIS EF UMB
Tajovského 10
975 90 Banská Bystrica
alena.kascakova@umb.sk

Gabriela Nedelová, RNDr., PhD.
KKMaIS EF UMB
Tajovského 10
975 90 Banská Bystrica
gabriela.nedelova@umb.sk

Príspevok vznikol s podporou grantu KEGA 3/5214/07.

Klepperove konzistentné hranice pre parametre Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie stavebných podnikov Klepper's consistent bounds of Cobb-Douglas production function parameters of construction companies

Samuel Koróny

Abstract: The paper deals with application of Klepper's consistent bounds of production function parameters. Examined Cobb-Douglas production function was estimated from absolute economic production indicators of Slovak construction joint stock and ltd. companies from the year 2001 (value added, sum of assets and average number of employees). The method clearly finds out triangular consistent bounds for both company groups.

Keywords: Regression analysis, Errors in variables, Construction sector

Kľúčové slová: Regresná analýza, Chyby v premenných, Stavebníctvo

1. Úvod

Klasické predpoklady lineárneho regresného modelu obsahujú o. i. aj podmienku o deterministickom (nestochastickom) charaktere nezávislých premenných. Koncom 19. storočia sa objavili metódy zohľadňujúce chyby v premenných napr. Passingova-Blalockova regresia. Až začiatkom 70. – tých rokov 20. storočia znovu nastalo oživenie záujmu o modely s chybami v premenných. Je to prekvapujúce vzhľadom na zrejmy fakt nepresného merania väčšiny ekonomických ukazovateľov. V ekonometricky orientovanej literatúre sa pri uvažovaní chyby v premenných odporúča spôsob regresie pomocou inštrumentálnej (pomocnej) premennej. Pre Cobbovu-Douglasovu produkčnú funkciu to znamená nájsť pomocné premenné pre pracovnú silu a kapitál, čo je obtiažne. Pritom rozsiahla učebnica ekonometrie od Greena (1997) „rieši“ problém regresie s chybami v premenných na niekoľkých riadkoch.

2. Dáta

Pre zistenie konzistentných hraníc parametrov Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie boli použité vybrané absolútne produkčné ukazovatele - pridaná hodnota (v mil. Sk) ako výstup, priemerný evidenčný počet zamestnancov vo fyzických osobách a celkový kapitál (v mil. Sk) ako vstupy súkromných slovenských stavebných podnikov právnej formy a. s. a s. r. o. Údaje sú z výkazu ŠÚ SR Prod 3-04 za rok 2001. Regresná analýza dát bola urobená v štatistickom systéme SPSS verzia 13.

3. Vzťahy pre Klepperove konzistentné hranice regresných parametrov

Uvedený postup je vhodný, ak nemáme konkrétne informácie o veľkosti chybovej zložky (Klepper, Leamer 1984). Nevyžaduje žiadne ďalšie informácie a (alebo) obmedzenia týkajúce sa regresného modelu. Jedinou podmienkou je kladná semidefinitnosť kovariančných matíc skutočných (nepozorovaných) premenných a ich chýb. Toto umožní získať ohraničenú množinu skutočných regresných parametrov, ktoré maximalizujú funkciu vierohodnosti pozorovaných dát. Ďalej uvedené vzťahy platia pre regresný model s dvomi nezávislými premennými v normalizovanom tvare.

Nech kovariančná matica nezávislých premenných je

$$N = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}, \quad (1)$$

kde ρ je korelačný koeficient medzi nezávislými premennými. Kovariančná matica závislej premennej a nezávislých premenných je vektor

$$\mathbf{r}' = [r_1, r_2], \quad (2)$$

kde r_1, r_2 sú korelačné koeficienty medzi závislou premennou a nezávislými premennými. Regresné parametre získané metódou najmenších štvorcov sú

$$[\beta_1, \beta_2] = [r_1 - \rho r_2, r_2 - \rho r_1] / (1 - \rho^2). \quad (3)$$

Oblasť maximálne vierohodných odhadov regresných parametrov pre kladné β_1, β_2 je ohraničená podmienkami v tvare nerovností

$$\begin{aligned} 1 - r_1\beta_1 - r_2\beta_2 &\geq 0, \\ \beta_1 + \rho\beta_2 - r_1 &\geq 0, \\ \rho\beta_1 + \beta_2 - r_2 &\geq 0, \\ r_1 - \rho\beta_2 &\geq 0, \\ r_1r_2 - \rho(r_1\beta_1 + r_2\beta_2) &\geq 0. \end{aligned} \quad (4)$$

Ak dve inverzné regresie s nezávislou premennou na ľavej strane majú regresné parametre rovnakého znamienka ako pôvodný model (sú v rovnakom ortante), potom je oblasť konzistentných odhadov ohraničená. Pre naše dáta z pozorovaných premenných to platí a navyše

$$\beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \rho > 0, r_1r_2 - \rho > 0, \quad (5)$$

preto je oblasť konzistentných, maximálne vierohodných odhadov Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie stavebných podnikov ohraničená.

4. Výsledky pre Klepperove konzistentné hranice regresných parametrov

Vzťahy článku (Klepper, Leamer 1984) sme použili na Cobbovu-Douglasovu produkčnú funkciu stavebných podnikov obidvoch skúmaných právnych foriem a. s. a s. r. o. Pre stavebné podniky právnej formy s. r. o. máme regresné parametre

$$\begin{aligned} \beta_{ZAM} &= 0,694; \beta_{ZAM,std} = 0,442, \\ \beta_{CK} &= 0,382; \beta_{CK,std} = 0,459. \end{aligned}$$

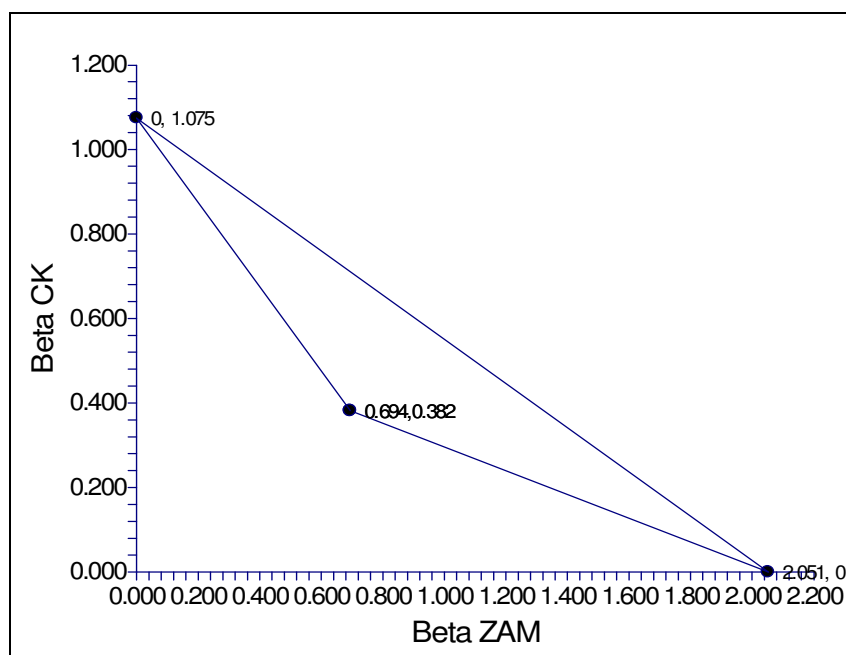
Korelačné koeficienty sú

$$r_{PH,ZAM} = 0,686; r_{PH,CK} = 0,694; \rho_{ZAM,CK} = 0,531.$$

Tiež platí podmienka

$$\rho_{ZAM,CK}^2 - r_{PH,ZAM}r_{PH,CK} = 0,531^2 - 0,686 \cdot 0,694 = 0,476 - 0,282 > 0.$$

Regresné parametre Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie sú teda konzistentné v ohraničenej konvexnej oblasti, ktorá spĺňa všetky uvedené podmienky. Po vyriešení podmienok (4) dostaneme oblasť konzistencie v tvare trojuholníka, ktorého najbližší bod k počiatku má súradnice (0,694; 0,382) pôvodných regresných parametrov Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie získané metódou najmenších štvorcov. Tento bod je na hranici oblasti konzistencie. Výsledná trojuholníková oblasť po transformácii na pôvodné regresné parametre je na grafe 1. Jej plocha je 0,338. Bod (0,694; 0,382) označuje prípad výsledku regresie pre premenné bez chýb.



Graf 1 Klepperova oblasť konzistentných hodnôt pre regresné parametre CDPF stavebných podnikov s. r. o.

Z grafu je vidieť, že metóda poskytuje relatívne tesné ohraničenie pre regresné parametre priemerného evidenčného počtu zamestnancov a celkového úhrnu aktív Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie. Skutočné regresné parametre ležia s veľkou istotou v danom trojuholníku so súradnicami ((0,694;0,382), (2,051; 0), (0; 1,075)).

Pre stavebné podniky formy a. s. sú regresné parametre

$$\beta_{ZAM} = 0,792; \beta_{ZAM, std} = 0,692,$$

$$\beta_{CK} = 0,174; \beta_{CK, std} = 0,174.$$

Korelačné koeficienty sú

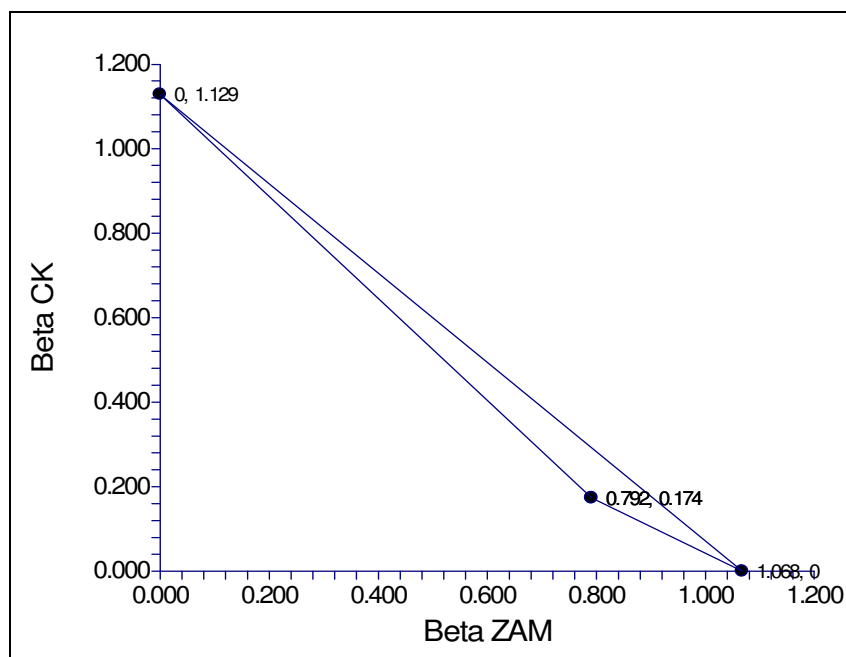
$$r_{PH, ZAM} = 0,817; r_{PH, CK} = 0,673; \rho_{ZAM, CK} = 0,722.$$

Pre ne platí podmienka

$$\rho_{ZAM, CK}^2 - r_{PH, ZAM} r_{PH, CK} = 0,722^2 - 0,817 \cdot 0,673 = 0,550 - 0,521 > 0.$$

Regresné parametre Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie sú konzistentné v ohraničenej konvexnej oblasti, ktorá spĺňa uvedené podmienky. Po vyriešení podmienok (4) znovu

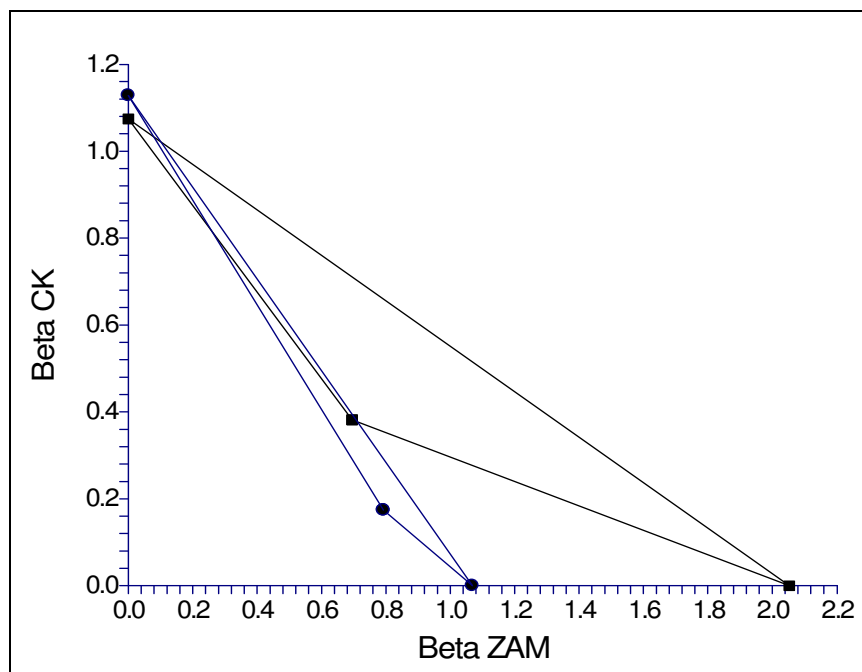
dostaneme oblasť konzistencie v tvare trojuholníka, ktorého najbližší bod k počiatku má súradnice (0,792; 0,174) pôvodných regresných parametrov Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie získané metódou najmenších štvorcov. Výsledná trojuholníková oblasť po transformácii na pôvodné regresné parametre je na grafe 2. Jej plocha je 0,063, čo je päťkrát menej ako pri stavebných podnikoch právnej formy s. r. o. Bod (0,792; 0,174) je výsledkom regresie pre premenné bez chýb.



Graf 1 Klepperova oblasť konzistentných hodnôt pre regresné parametre CDPF stavebných podnikov a. s.

Z grafu je vidieť, že metóda poskytuje relatívne užšie ohraničenie pre regresné parametre priemerného evidenčného počtu zamestnancov a celkového úhrnu aktív Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie v porovnaní s podnikmi s. r. o. Skutočné regresné parametre ležia s veľkou istotou v danom trojuholníku so súradnicami ((0,692;0,174), (1,068; 0), (0; 1,129)).

Konzistentné oblasti parametrov priemerného evidenčného počtu zamestnancov a celkového úhrnu aktív Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie sú pre vzájomné porovnanie polohy a plochy zobrazené na grafe 3. Je na ňom zreteľne vidieť, že oblasť konzistencie pre parametre Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie stavebných podnikov právnej formy s. r. o. je takmer celá vpravo od konzistentnej oblasti pre podniky formy a. s.



Graf 3 Porovnanie Klepperových oblastí konzistentných hodnôt pre regresné parametre CDPF stavebných podnikov a. s. (kruh) a s. r. o. (štvorček)

5. Záver

Klepperov postup pre zistenie ohraničenia regresných parametrov je vhodný vtedy, ak nemáme žiadne konkrétne informácie o veľkosti chýb v nezávislých premenných. Je zarážajúce, že štatistický software bežne neposkytuje podobné postupy pri regresnej analýze. Z dostupných informácií vyplýva, že niečo iné je implementované v systémoch SAS a STATA, ale chýba celkové potrebné povedomie o presadenie postupov zohľadňujúcich chyby aj pri regresii. Je to paradox, lebo práve štatistika a pravdepodobnosť pracuje s nepresnými údajmi.

6. Literatúra

- [1] GREENE, W.H. 1997. *Econometric Analysis*. New Jersey : Prentice-Hall, 1997. ISBN 0-13-110849-2
- [2] KLEPPER, S. – LEAMER E.E. 1984. Consistent Sets for Regressions with Errors in All Variables. In: *Econometrica*, vol.52, No. 1, pp. 163-183

Adresa autora:

Samuel Koróny, RNDr.
 Ústav vedy a výskumu UMB
 Cesta na amfiteáter 1
 974 01 Banská Bystrica
 Email: samuel.korony@umb.sk

Population structure in regions from nationality aspect

Bohdan Linda, Jana Kubanová

Abstract: Some migration trends in the Czech Republic are analyzed in the paper. The national structure of the foreigners and trend of its development are focused. Distributions of the national groups of foreigners in individual regions of the Czech Republic are analysed as well.

Key words: Number of foreigners in regions, cluster analysis, unemployment rate, economically active foreigners, GDP/1person, average wage, registered job applicants.

1. Introduction

Meeting any foreigner living in the Czech Republic had to be unusual before the year 1989, we met generally only foreign students, studying at that time at the Czechoslovak Universities, less we met workers above all from the socialistic countries. After a year 1989 and after opening the borders the number of foreigners used relatively liberal position of our country and the Czech Republic became the objective country of working migration for many foreigners. It offered political stability and better standard of living for some inhabitants of eastern countries

2. The development of the number of foreigners in the Czech Republic during the period 1994 - 2006

The total number of foreigners living in the Czech Republic had during the period 1994 till 2008 almost quadruplicated, 104 343 foreigners lived in the Czech Republic in the year 1994 and in the first quarter of the year 2008 is indicated 406 655. The percentage proportion of the foreigners was 1,01% of the population in the year 1994 and 3,91% of the population of the Czech Republic at the end of the first quarter 2008. The proportion of foreigners - permanent residents raised as well from 0,32% in the year 1994 to 1,36% in the year 2006. In absolute numbers we can speak about growth from 33 164 to 139 185. This immigration trend can be regarded very dynamic and it is necessary to deal with relevant integrating mechanisms.

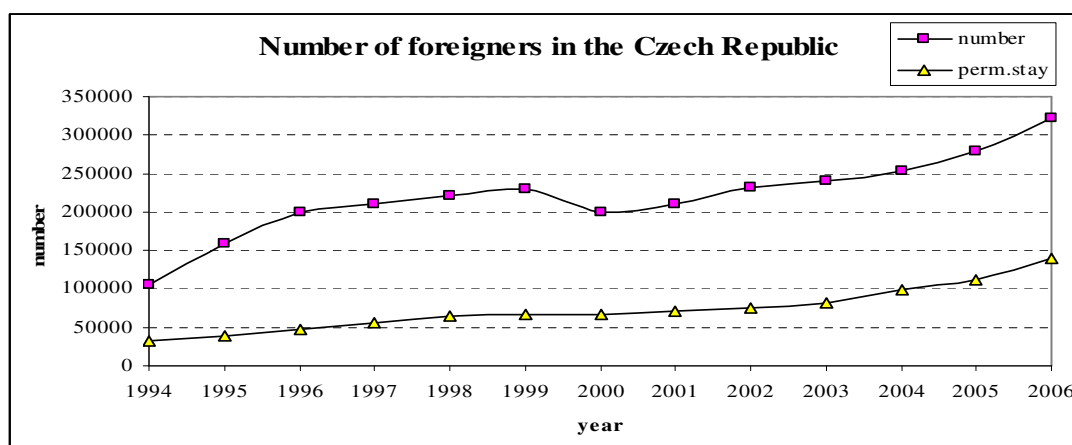


Figure 5: Number of foreigners in the Czech Republic

The following observed problem was development of a number of foreigners according to individual country, which come from, in the period 1994-2006. Till 1998 Slovaks dominated

to foreigners' representation but their role superseded Ukrainian after the year 1998 (with the exception of the year 2003). The dynamic growth of Ukrainian after a year 2003 is evident in the figure 2. The number of Ukrainian rose from the year 1994 till the year 1999, afterwards it runs down and in the year 2000 succeeds further growth. In the year 2006 Ukrainian rank 33% of all foreigners living in the Czech Republic. The third of the most represented groups are Vietnamese, percentage rake-off of them increased in observed period from 9 to 13% of the number of all foreigners. On the contrary the number of Poles in the Czech Republic dropped from 19% in the year 1994 to 6% in the year 2006. Another group of foreigners – Russians started to grow from the year 1999. Their share in the total number of foreigners flows around 6%. The Germans share in representation of foreigners in the Czech Republic as well, Bulgarians, Yugoslavians, Americans, Chinese, proportion of them oscillates in interval 1 – 3% of foreigners population.

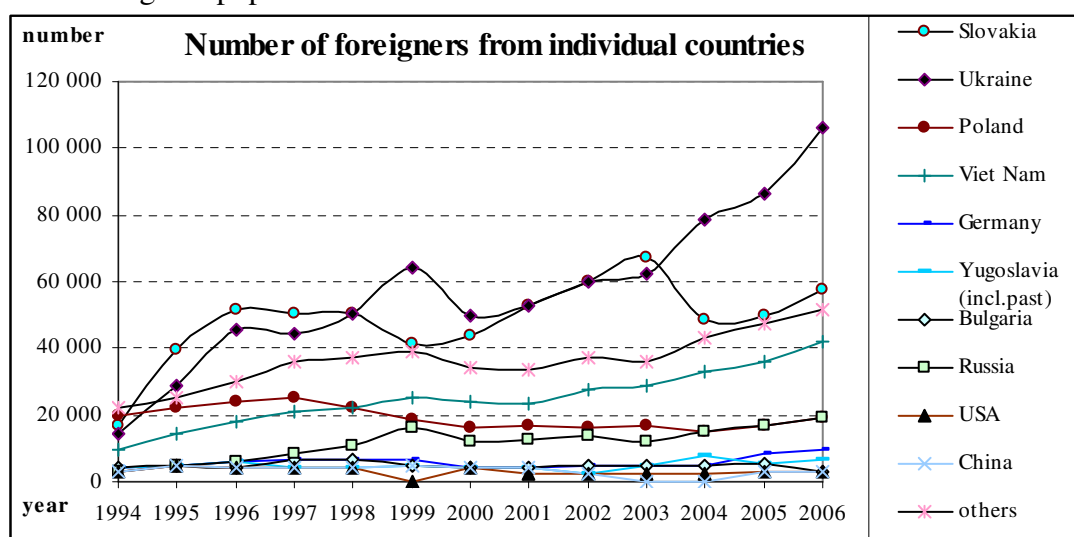


Figure 2: Number of foreigners from individual countries

3. Number of foreigners in individual regions of the Czech Republic

Distribution of foreigners in all fourteen regions of the Czech Republic is considerably unequal. The exceptional position of the capital Prague is evident in the figure 3. One third of all foreigners living in the Czech Republic live in Prague, the valid statement is 103 482 (31.12.2006). It is impossible, from this point of view, to compare Prague with other regions. Proportion of the foreigners here was 9%, in the year 2006; proportion of the foreigners in the whole Czech Republic is very 3%. The further speciality of the capital is, that here live 53% of all Russians living in the Czech Republic, 35% of Ukrainian, 28% of Slovakian, 22% of Germans. Only representation of Vietnamese and Pole is major in other regions than in Prague.

As far as from above mentioned reasons we will not consider the capital Prague, then we find the largest proportion of foreigners in the region Středočeský (13%), Jihomoravský (9%) and Ústecký (8%). As far as we pay attention to distribution of foreigners in individual regions except Prague, then it is evident, that Ukrainian dominate to the region Středočeský and Jihomoravský, the Slovaks to region Středočeský and Moravskoslezský, Vietnamese to Karlovarský and Ústecký, the Pole to region Moravskoslezský, Germans to Ústecký, many Russians live in Středočeský. The representation of the foreigners in regions is many times influenced by the geographical location of the region. There are even higher representations of foreigners with permanent residence in mentioned regions. On the other hand are regions Zlínský, Vysočina and region Pardubický - regions with the lowest representation of the

foreigners (2%). Proportion of women-foreigners variances in individual regions around 40%, the highest value was observed in the region Liberecký (46%), the lowest in the region Moravskoslezský (34%). The Ukrainian live above all in Liberecký region, Pole and Slovaks in Moravskoslezský .

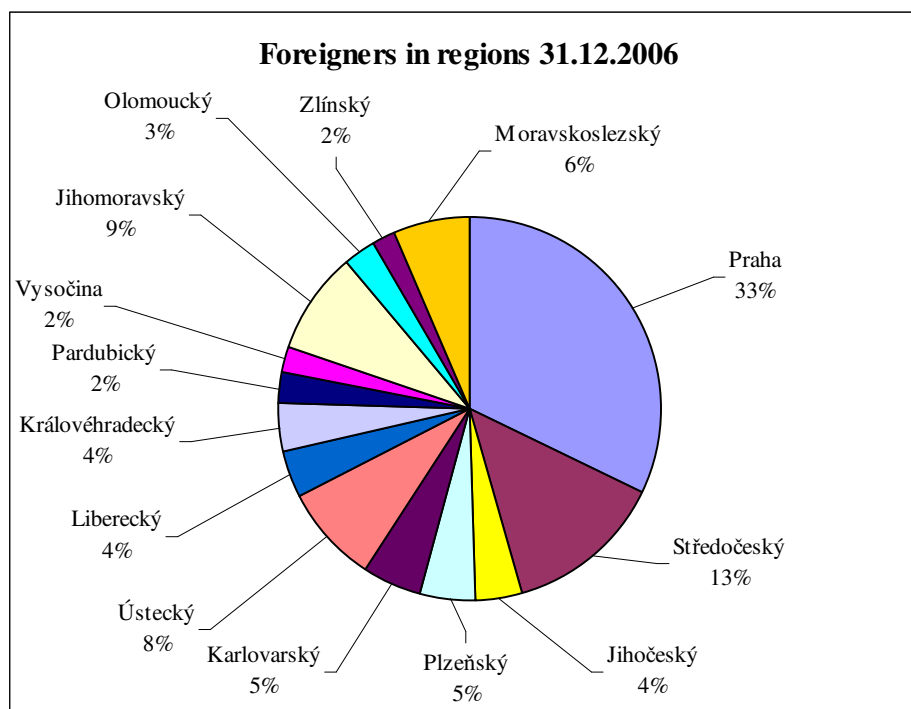


Figure 3: Total number of foreigners in regions

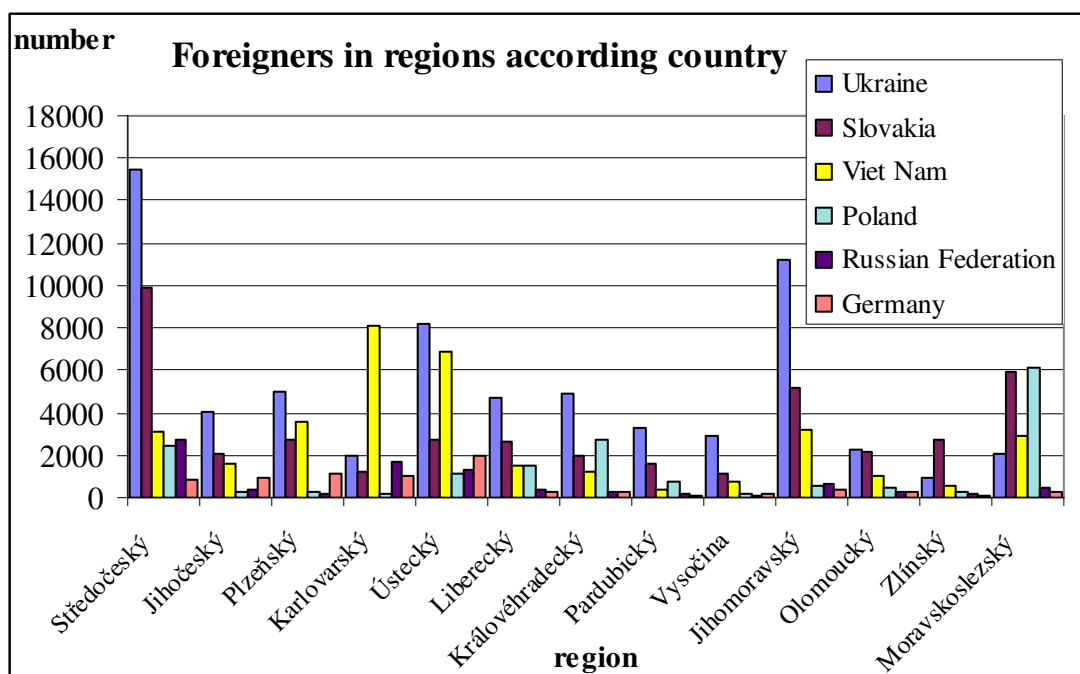


Figure 4: Number of foreigners in individual according country

The following figure 5 demonstrates the development of the number of pupils and students – foreigners in individual degrees of schools. The number of students-foreigners at universities denotes dynamic and balanced growth, while numbers of pupils, resp. students at observed kind of schools are expressively unchanging from of the year 2002.

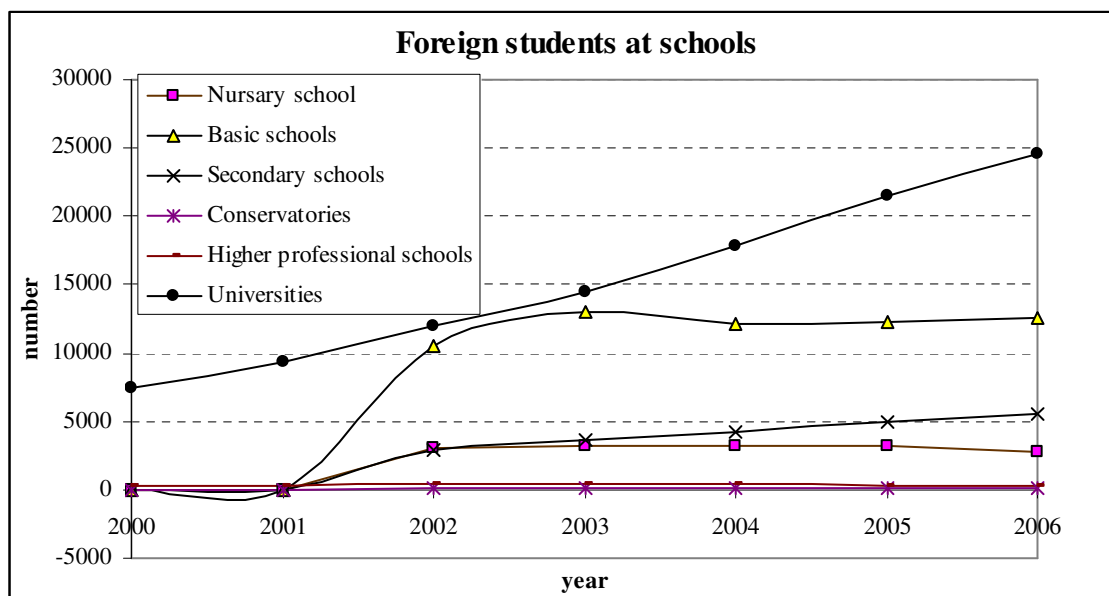


Figure 5: Foreign students at schools

The more detailed look at the development of a number of secondary schooler-foreigners shows almost even growth in observed period 2002-2006. The supreme values of a number of students are registered in the regions Ústecký, following by Středočeský and Jihomoravský. The lowest numbers of secondary schools students are in regions Vysočina and Pardubický. The capital Prague is again very specific and it isn't included into the total comparison. 72 foreigners of the total number 187 in the Czech Republic studied at the secondary schools in Prague in the year 1998. In the year 2006 it was already 1986 Prague students from the total number 5727. Their number rose almost thirty times.

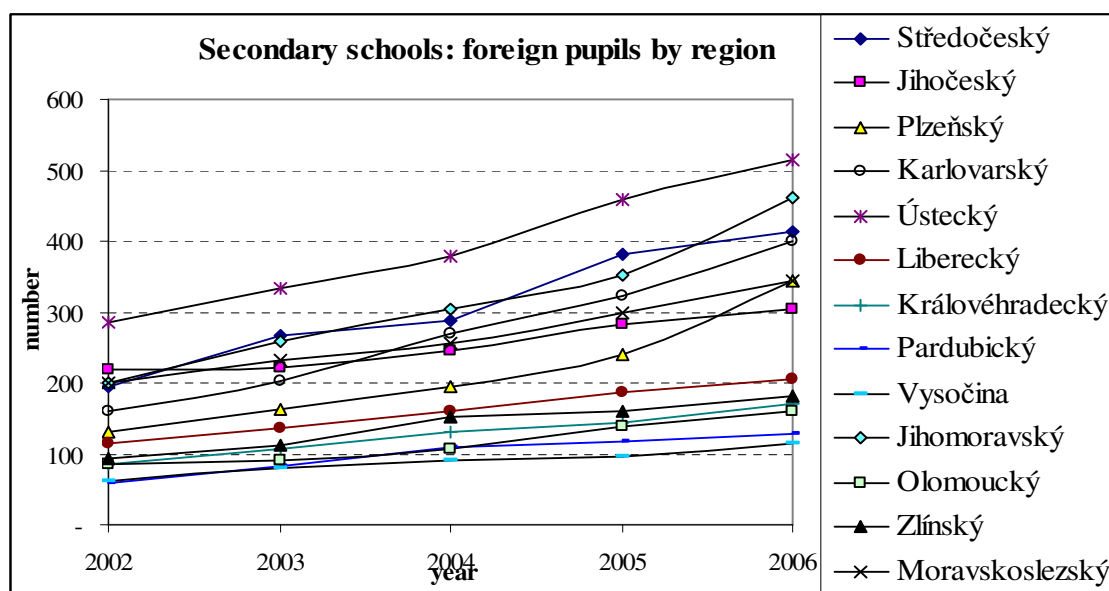


Figure 6: Secondary schools: foreign pupils by region

The following step was comparison of individual regions by the help of cluster analysis: The following indicators were used for cluster analysis (data are from the year 2006):

- total number of foreigners in the Czech Republic
- total number of foreigners-females in the Czech Republic
- total number of foreigners with permanent residence

- citizens of the EU countries
- citizens of the Ukraine, Slovakia, Viet Nam, Poland, Russian Federation, Germany
- economically active foreigners in the Czech Republic
- secondary schools students (foreign)
- GDP/1 person (CZK)
- unemployment rate
- average monthly wage (employees)
- registered job applicants

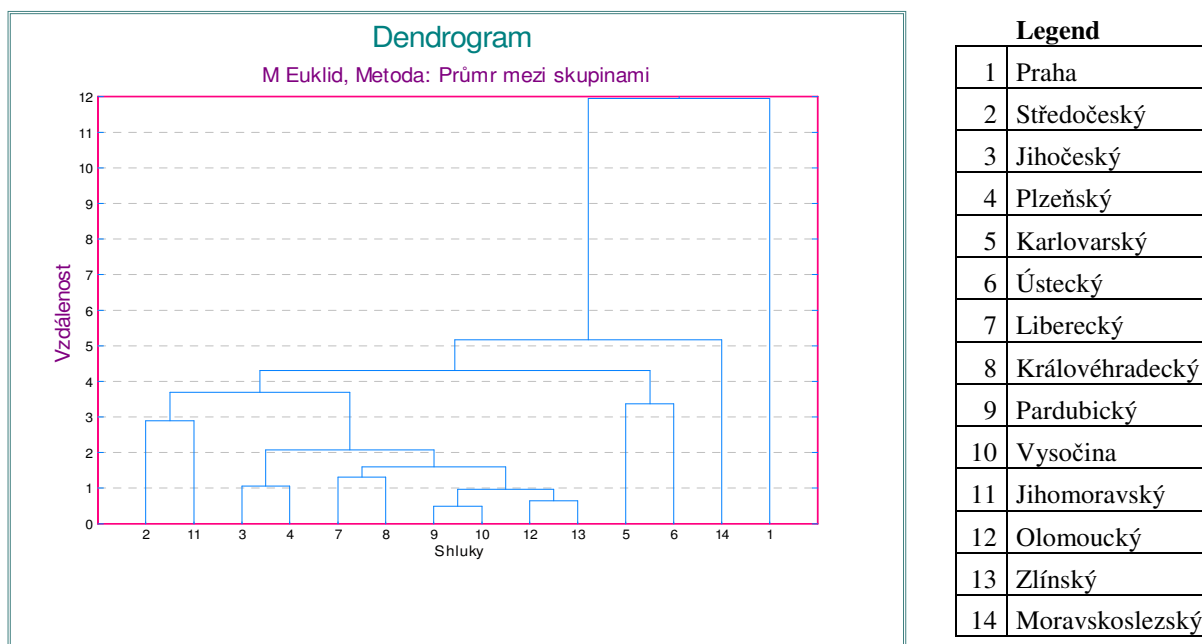


Figure 7: Result of cluster analysis

We can see at the above presented dendrogram where the supreme closeness was found in terms of observed indicators between the regions Pardubický and Vysočina and regions Olomoucký and Zlínský.

Minimal percentage representation of foreigners is characteristic for regions Pardubický and Vysočina, low number of Vietnamese, Germans and Russians. The regions Olomoucký and Zlínský can be characterized by the low value of GDP/1person, high unemployment rate, lower average wages of employees, high number of registered applicants for employment and lower number of economic active foreigners. High measure of similarity is among regions Jihočeský and Plzeňský and regions Liberecký and Královéhradecký as well. The Jihočeský and Plzeňský regions can be characterized by high levels of GDP per person and by low unemployment rate.

High representation of Polish citizens is typical for Liberecký and Královéhradecký regions. Quite isolated cluster create regions Karlovarský and Ústecký. Exception to Prague and Středočeský region these are regions with the greatest rate of foreigners, supreme number of Germans, high number of Russians and Vietnamese, supreme number of student-foreigners at the secondary schools, low value of GDP/1person, high unemployment rate, high number of economic active foreigners.

Quite exceptional is position of the capital of Prague with the highest number of foreigners, supreme number of economic active foreigners, supreme value of GDP/person, lowest unemployment rate. Similarly out of cluster is region Moravskoslezský with the highest unemployment rate, supreme number of registered applicants for employment and supreme

proportion of foreigners from Poland. The high proportion of the citizen of the European Union countries lives here as well.

4. Conclusion

Many demographic and economic relationships were referred in the paper. It seems to be important to solve this problem because in the present time of globalisation the greater inflow of foreigners can be expected. It should be positive to elaborate the strategy of integration of foreigners from different countries into our cultural life and into working procedure.

5. Literature

- [1] STANKOVIČOVÁ, I., VOJTKOVÁ, M. 2007. Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami. Bratislava: Iura Edition, 2007. 261 s. ISBN 978-80-8078-152-1.
- [2] KANDEROVÁ M., ÚRADNÍČEK V. 2007. Štatistika a pravdepodobnosť pre ekonómov, 2. časť. Bratislava. OZ Financ 2007. 187 p. ISBN 978-80-969535-6-1
- [3] <http://www.pardubice.czso.cz/>
- [4] http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/casove_rady

Adresa autorov:

Bohdan Linda, doc. RNDr. CSc.
Studentská 95
53210 Pardubice
bohdan.linda@upce.cz

Jana Kubanová, doc. PaedDr. CSc.
Studentská 95
53210 Pardubice
jana.kubanova@upce.cz

Korelácia vnorených javov Correlation of nested events

Ján Luha

Abstract: Article dealt with specific correlation model of nested events. Application is provided by results from research of prevalence of cannabis.

Key words: nested events, correlation of nested events, indicator variables.

Kľúčové slová: vnorené javy, korelácia vnorených javov, indikátorové premenné.

1. Úvod

Pri skúmaní závislostí elementárnych javov môžeme využiť ich vyjadrenie pomocou indikátorových (nula/jedna) premenných. Na výpočet korelácie používame vtedy Pearsonov korelačný koeficient. V príspevku ukážeme zjednodušené vzorce na výpočet korelácií pre vnorené javy a dôkaz o ich nezápornej korelácii.

Indikátorová premenná Z je definovaná:

$$Z = \begin{cases} 1, & \text{ak skúmaný jav nastal,} \\ 0, & \text{ak skúmaný jav nenastal.} \end{cases}$$

Ak $E(Z)=p$, tak $D(Z)=E(Z - E(Z))=p(1-p)$.

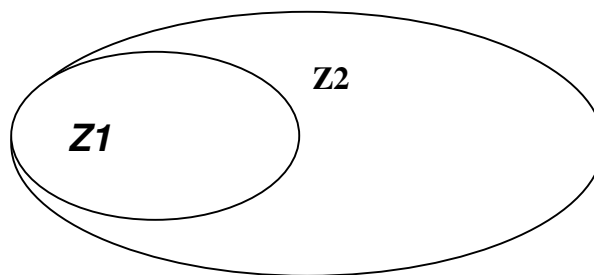
Označme Ω množinu všetkých skúmaných prvkov. Potom zrejme $1 - Z$ je indikátorová premenná **komplementárneho javu** $\Omega - Z$.

Vnorené javy definujeme jednoducho pomocou príslušných podmnožín elementárnych javov.

Poznámka: Kvôli jednoduchosti budeme indikátorové premenné, javy a odpovedajúce im množinové vyjadrenia označovať rovnakými písmenami.

Elementárne javy Z_1 a Z_2 sú **vnorené**, ak pre množinové vyjadrenie platí: $Z_1 \subset Z_2$.

Graficky zobrazíme vnorené javy pomocou odpovedajúcich množín:



Na ilustráciu využijeme príklad výskumu prevalencie drog, kde sa štandardne zisťuje mesačná, ročná a celoživotná prevalencia. Označme postupne odpovedajúce javy:

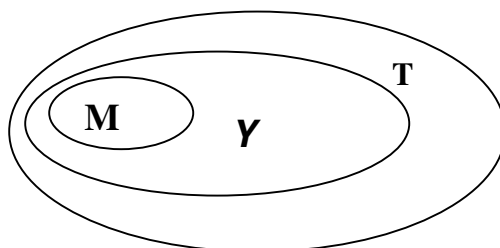
M - mesačná prevalencia marihuany,

Y - ročná prevalencia marihuany,

T - celoživotná prevalencia marihuany.

Pre množinové vyjadrenie prevalencií platí: $M \subset Y \subset T$.

Resp. odpovedajúce grafické vyjadrenie:



Označme: $p_M = E(M)$, $p_Y = E(Y)$, $p_T = E(T)$.

Pre uvažovaný príklad vnorených javov platí: $p_M \leq p_Y \leq p_T$. Pre skúmané javy prevalencie marihuany platí obvykle ostrá nerovnosť.

2. Korelačný koeficient indikátorových premenných

Zo všeobecného vzorca pre Pearsonov korelačný koeficient dostaneme vzťah pre dve indikátorové premenné Z_1 a Z_2 . **Korelačný koeficient dvoch elementárnych javov:**

$$\begin{aligned} \rho(Z_1, Z_2) &= E((Z_1 - E(Z_1))(Z_2 - E(Z_2))) / \sqrt{D(Z_1)D(Z_2)} = (E(Z_1 Z_2) - E(Z_1)E(Z_2)) / \sqrt{D(Z_1)D(Z_2)} = \\ &= (p_{11} - p_{1.}p_{.1}) / \sqrt{(p_{1.}p_{.1}p_{2.}p_{.2})} = \\ &= (p_{11}p_{22} - p_{12}p_{21}) / \sqrt{(p_{1.}p_{.1}p_{2.}p_{.2})} = \\ &= (p_{11} - p_{1.}p_{.1}) / \sqrt{(p_{1.}p_{.1}(1 - p_{1.})(1 - p_{.1}))}. \end{aligned}$$

kde v redukovanej 2x2 tabuľke máme:

p_{11}	$p_{12} = p_{1.} - p_{11}$	$p_{1.}$
$p_{21} = p_{.1} - p_{11}$	$p_{22} = p - p_{1.} - p_{.1} + p_{11}$	$1 - p_{1.}$
$p_{.1}$	$1 - p_{.1}$	1

Pre stredné hodnoty javov máme $E(Z_1) = p_{1.}$ a $E(Z_2) = p_{.1}$ a ďalej $E(Z_1 Z_2) = p_{11}$.

Ak uvažujeme realizáciu náhodného výberu o rozsahu n , môžeme využiť na vyjadrenie korelácie kontingenčnú tabuľku:

$$\rho(Z_1, Z_2) = (n \cdot n_{11} - n_{1.}n_{.1}) / \sqrt{(n_{1.}n_{.1}(n - n_{1.})(n - n_{.1}))},$$

pre nasledovne vyjadrenú 2x2 redukovanú kontingenčnú tabuľku:

n_{11}	$n_{12} = n_{1.} - n_{11}$	$n_{1.}$
$n_{21} = n_{.1} - n_{11}$	$n_{22} = n - n_{1.} - n_{.1} + n_{11}$	$n - n_{1.}$
$n_{.1}$	$n - n_{.1}$	n

Pozri napr. [9] Řehák J., Řeháková B. (1986).

3. Korelačný koeficient vnorených javov

Uvažujeme dvojicu vnorených javov $Z_1 \subset Z_2$. S pravdepodobnosťami týchto javov $p_1 < p_2$.

Pre indikátorové premenné uvažovaných vnorených javov platí:

$Z_1 Z_2 = Z_1$, a preto ďalej platí:

$Z_1(1-Z_2) = Z_1 - Z_1 Z_2 = Z_1 - Z_1 = 0$,

$(1-Z_1)Z_2 = Z_2 - Z_1 Z_2 = Z_2 - Z_1$ a

$(1-Z_1)(1-Z_2) = 1 - Z_1 - Z_2 + Z_1 Z_2 = 1 - Z_1 - Z_2 + Z_1 = 1 - Z_2$.

Pre stredné hodnoty vnorených javov platí $E(Z_1) = p_1$ a $E(Z_2) = p_2$, pričom platí $p_1 < p_2$, a ďalej $p_{11} = E(Z_1 Z_2) = E(Z_1) = p_1$.

Využijeme vyjadrenie kontingenčnej tabuľky pomocou indikátorových premenných:

Z_1/Z_2	Z_2	$\Omega - Z_2$	suma
Z_1	$Z_1 Z_2$	$Z_1(1-Z_2)$	Z_1
$\Omega - Z_1$	$(1-Z_1)Z_2$	$(1-Z_1)(1-Z_2)$	$1-Z_1$
suma	Z_2	$1-Z_2$	1

Potom pravdepodobnosti (alebo ich odhady) v políčkach 2x2 tabuľke dostaneme ako stredné hodnoty hore uvedených vzťahov pre indikátorové premenné. Výsledok je v redukovanej tabuľke:

p_1	0	p_1
$p_{21} = p_1 - p_2$	$p_{22} = 1 - p_2$	$1 - p_1$
p_2	$1 - p_2$	1

Využijeme hore zistené zjednodušenie vyplývajúce z vlastností vnorených javov a dostaneme **koeficient korelácie medzi vnorenými javmi**:

$$\begin{aligned} \rho(Z_1, Z_2) &= E(Z_1 Z_2) - E(Z_1)E(Z_2) / \sqrt{D(Z_1)D(Z_2)} = \\ &= (p_1 - p_1 \cdot p_2) / \sqrt{(p_1 p_2 (1 - p_1)(1 - p_2))} = \\ &= p_1 (1 - p_2) / \sqrt{(p_1 \cdot p_2 \cdot (1 - p_1) \cdot (1 - p_2))} = \\ &= \sqrt{p_1 (1 - p_2) / p_2 (1 - p_1)}. \end{aligned}$$

Ak označíme **šancu** (odd) javu Z_1 oproti komplementárnemu javu $\Omega - Z_1$ $s_1 = p_1 / (1 - p_1)$

a odpovedajúco aj pre jav Z_2 a $\omega_{21} = s_2 / s_1$ **pomer šancí** (odds ratio, cross product ratio), tak

$$\rho(Z_1, Z_2) = \sqrt{s_1 / s_2} = \sqrt{1 / \omega_{21}}.$$

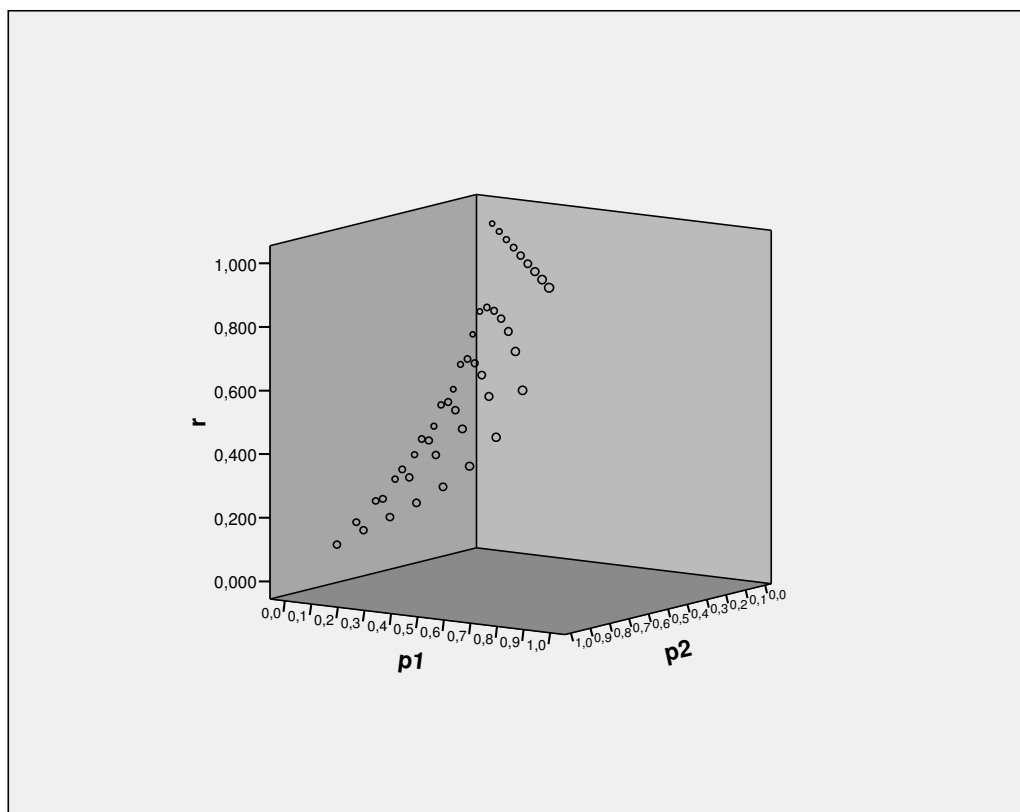
Z vyjadrenia korelačného koeficienta pre vnorené javy vyplýva jeho nezápornosť, dokonca kladnosť, pretože nemá význam skúmať javy s nulovým výskytom.

V priestore možností podielov vnorených javov $0 < p_1 < p_2 < 1$ možno ilustratívne vypočítať priebeh hodnôt korelačných koeficientov v závislosti od hodnôt oboch podielov. V prípade $p_1 = p_2$, teda keď máme zhodné javy, je zrejme korelácia rovná 1. Ak $p_1 = 0$ a $p_2 > 0$, tak korelácia je 0, prípad $p_2 = 0$ je zrejme nezaujímavý. Kvôli úplnosti uvádzame v tabuľke pre vybrané podiely aj ilustratívny „priebeh“ hodnôt šancí s_1 , s_2 a pomeru šancí ω_{21} .

p_1	p_2	s_1	s_2	ω_{21}	ρ
0,1	0,2	0,111	0,250	2,250	0,667
0,2	0,2	0,250	0,250	1,000	1,000
0,1	0,3	0,111	0,429	3,857	0,509
0,2	0,3	0,250	0,429	1,714	0,764
0,1	0,4	0,111	0,667	6,000	0,408
0,2	0,4	0,250	0,667	2,667	0,612
0,3	0,4	0,429	0,667	1,556	0,802
0,1	0,5	0,111	1,000	9,000	0,333
0,2	0,5	0,250	1,000	4,000	0,500
0,3	0,5	0,429	1,000	2,333	0,655
0,4	0,5	0,667	1,000	1,500	0,816
0,1	0,6	0,111	1,500	13,500	0,272
0,2	0,6	0,250	1,500	6,000	0,408
0,3	0,6	0,429	1,500	3,500	0,535
0,4	0,6	0,667	1,500	2,250	0,667
0,5	0,6	1,000	1,500	1,500	0,816
0,1	0,7	0,111	2,333	21,000	0,218
0,2	0,7	0,250	2,333	9,333	0,327
0,3	0,7	0,429	2,333	5,444	0,429

p_1	p_2	s_1	s_2	ω_{21}	ρ
0,4	0,7	0,667	2,333	3,500	0,535
0,5	0,7	1,000	2,333	2,333	0,655
0,6	0,7	1,500	2,333	1,556	0,802
0,1	0,8	0,111	4,000	36,000	0,167
0,2	0,8	0,250	4,000	16,000	0,250
0,3	0,8	0,429	4,000	9,333	0,327
0,4	0,8	0,667	4,000	6,000	0,408
0,5	0,8	1,000	4,000	4,000	0,500
0,6	0,8	1,500	4,000	2,667	0,612
0,7	0,8	2,333	4,000	1,714	0,764
0,1	0,9	0,111	9,000	81,000	0,111
0,2	0,9	0,250	9,000	36,000	0,167
0,3	0,9	0,429	9,000	21,000	0,218
0,4	0,9	0,667	9,000	13,500	0,272
0,5	0,9	1,000	9,000	9,000	0,333
0,6	0,9	1,500	9,000	6,000	0,408
0,7	0,9	2,333	9,000	3,857	0,509
0,8	0,9	4,000	9,000	2,250	0,667

Priebeh korelácie dvoch vnorených javov možno ilustrovať graficky:



4. Korelácie viac vnorených javov

Uvažujeme r vnorených javov $Z_1, Z_2, \dots, Z_r$ s pravdepodobnosťami ich nastatia $p_1, p_2, \dots, p_r$.

Zrejme platí $Z_i \subset Z_j$, a $p_i < p_j$, pre $i < j$, kde $i, j = 1, 2, \dots, r$.

Pre indikátorové premenné uvažovaných vnorených javov platí:

$Z_i Z_j = Z_i$, pre $i < j$, a preto ďalej platí:

$$Z_i(1-Z_j) = Z_i - Z_i Z_j = Z_i - Z_i = 0,$$

$$(1-Z_i)Z_j = Z_j - Z_i Z_j = Z_j - Z_i \text{ a}$$

$$(1-Z_i)(1-Z_j) = 1 - Z_i - Z_j + Z_i Z_j = 1 - Z_i - Z_j + Z_i = 1 - Z_j$$

pre stredné hodnoty vnorených javov platí $E(Z_i) = p_i$, $p_{ij} = E(Z_i Z_j) = E(Z_i) = p_i$.

Využijeme vyjadrenie kontingenčnej tabuľky pomocou indikátorových premenných:

Z_i/Z_j	Z_j	$\Omega - Z_j$	suma
Z_i	$Z_i Z_j$	$Z_i(1-Z_j)$	Z_i
$\Omega - Z_i$	$(1-Z_i)Z_j$	$(1-Z_i)(1-Z_j)$	$1 - Z_i$
suma	Z_j	$1 - Z_j$	1

Z_i/Z_j	Z_j	$\Omega - Z_j$	suma
Z_i	Z_i	0	Z_i
$\Omega - Z_i$	$Z_j - Z_i$	$1 - Z_j$	$1 - Z_i$
suma	Z_j	$1 - Z_j$	1

Potom pravdepodobnosti (alebo ich odhady) v políčkach 2x2 tabuľky dostaneme ako stredné hodnoty hore uvedených vzťahov pre indikátorové premenné. Výsledok je v redukovanej tabuľke:

p_i	0	p_i
$p_{21} = p_j - p_i$	$p_{22} = 1 - p_j$	$1 - p_i$
p_j	$1 - p_j$	1

Využijeme hore zistené zjednodušenie vyplývajúce z vlastností vnorených javov a dostaneme **koefficient korelácie medzi vnorenými javmi i a j , $i < j$, $p_i < p_j$:**

$$\begin{aligned} \rho(Z_i, Z_j) &= E(Z_i Z_j) - E(Z_i)E(Z_j) / \sqrt{D(Z_i)D(Z_j)} = \\ &= (p_i - p_i p_j) / \sqrt{(p_i p_j (1 - p_i) (1 - p_j))} = \\ &= p_i (1 - p_j) / \sqrt{(p_i p_j (1 - p_i) (1 - p_j))} = \\ &= \sqrt{p_i (1 - p_j) / p_j (1 - p_i)} \end{aligned}$$

Zaujímavý je symetrický korelačný koeficient $\rho(Z_j, Z_i)$, pre ktorý platí $\rho(Z_j, Z_i) = \rho(Z_i, Z_j)$, a teda na jeho výpočet použijeme rovnaký vzorec $\sqrt{p_i (1 - p_j) / p_j (1 - p_i)}$. Možno to ľahko ukázať pomocou redukovanej tabuľky pre „obrátený“ vzťah Z_j/Z_i .

p_i	$p_j - p_i$	p_j
0	$1 - p_j$	$1 - p_i$
p_i	$1 - p_i$	1

Ak označíme **šancu** (odd) javu Z_i oproti komplementárnemu javu $\Omega - Z_i$ $s_i = p_i / (1 - p_i)$ a odpovedajúco aj pre jav Z_j a $\omega_{ji} = s_j / s_i$ **pomer šancí** (odds ratio, cross product ratio), tak

$$\rho(Z_i, Z_j) \equiv (\rho(Z_i, Z_j) = \sqrt{s_i / s_j} = \sqrt{1 / \omega_{ji}}).$$

Ako bolo uvedené v predošlej kapitole, pre vnorené javy je korelačný koeficient nezáporný, dokonca kladný, pretože nemá význam skúmať javy s nulovým výskytom.

Priebeh korelácie r vnorených javov je pre $r > 2$ zložitejší a je vyjadrený v priestore $0 < p_1 < p_2 < \dots < p_r$ a za korelácie, ktoré môžeme reprezentovať $r \times r$ korelačnou maticou. Kvôli úplnosti uvádzame aj korelácie dvojíc javov Z_i, Z_i , ktorá je zrejme rovná 1.

Z_i/Z_j	Z_1	Z_2	...	Z_j	...	Z_{r-1}	Z_r
Z_1	1	$\rho(Z_1, Z_{r-1})$	...	$\rho(Z_1, Z_j)$	...	$\rho(Z_1, Z_{r-1})$	1
Z_2	$\rho(Z_2, Z_1)$	1		$\rho(Z_2, Z_j)$		1	$\rho(Z_2, Z_r)$
...							
Z_i	$\rho(Z_i, Z_1)$			$\rho(Z_i, Z_j)$		$\rho(Z_i, Z_{r-1})$	$\rho(Z_i, Z_r)$
...							
Z_{r-1}	$\rho(Z_{r-1}, Z_1)$			$\rho(Z_{r-1}, Z_j)$		1	$\rho(Z_{r-1}, Z_r)$
Z_r	$\rho(Z_r, Z_1)$	$\rho(Z_r, Z_2)$		$\rho(Z_r, Z_j)$		$\rho(Z_r, Z_{r-1})$	1

V políčkach korelačnej matice sú korelácie počítané pomocou vzťahu $\rho(Z_i, Z_j) = \sqrt{p_i(1-p_i) / p_j(1-p_j)}$. Dolnú polovicu tabuľky počítame zo symetických vzorcov dokázaných hore.

Na ilustráciu uvádzame príklad priebehu korelácií, šancí a pomeru šancí pre vybrané hodnoty podielov pre $r=3$.

p_1	p_2	p_3	suma	s_1	s_2	s_3	ω_{12}	ω_{13}	ω_{23}	r_{12}	r_{13}	r_{23}
0,10	0,15	0,75	1	0,111	0,176	3,000	1,588	27,000	17,000	0,793	0,192	0,243
0,10	0,20	0,70	1	0,111	0,250	2,333	2,250	21,000	9,333	0,667	0,218	0,327
0,10	0,25	0,65	1	0,111	0,333	1,857	3,000	16,714	5,571	0,577	0,245	0,424
0,10	0,30	0,60	1	0,111	0,429	1,500	3,857	13,500	3,500	0,509	0,272	0,535
0,10	0,35	0,55	1	0,111	0,538	1,222	4,846	11,000	2,270	0,454	0,302	0,664
0,10	0,40	0,50	1	0,111	0,667	1,000	6,000	9,000	1,500	0,408	0,333	0,816
0,15	0,20	0,65	1	0,176	0,250	1,857	1,417	10,524	7,429	0,840	0,308	0,367
0,15	0,25	0,60	1	0,176	0,333	1,500	1,889	8,500	4,500	0,728	0,343	0,471
0,15	0,30	0,55	1	0,176	0,429	1,222	2,429	6,926	2,852	0,642	0,380	0,592
0,15	0,35	0,50	1	0,176	0,538	1,000	3,051	5,667	1,857	0,572	0,420	0,734
0,15	0,40	0,45	1	0,176	0,667	0,818	3,778	4,636	1,227	0,514	0,464	0,903
0,20	0,25	0,55	1	0,250	0,333	1,222	1,333	4,889	3,667	0,866	0,452	0,522
0,20	0,30	0,50	1	0,250	0,429	1,000	1,714	4,000	2,333	0,764	0,500	0,655
0,20	0,35	0,45	1	0,250	0,538	0,818	2,154	3,273	1,519	0,681	0,553	0,811
0,25	0,35	0,40	1	0,333	0,538	0,667	1,615	2,000	1,238	0,787	0,707	0,899
0,30	0,31	0,39	1	0,429	0,449	0,639	1,048	1,492	1,423	0,977	0,819	0,838
0,30	0,32	0,38	1	0,429	0,471	0,613	1,098	1,430	1,302	0,954	0,836	0,876
0,30	0,34	0,36	1	0,429	0,515	0,563	1,202	1,313	1,092	0,912	0,873	0,957
0,31	0,32	0,37	1	0,449	0,471	0,587	1,047	1,307	1,248	0,977	0,875	0,895
0,31	0,34	0,35	1	0,449	0,515	0,538	1,147	1,199	1,045	0,934	0,913	0,978

5. Príklad korelácie vnorených javov

Aplikujme získaný výsledok na vnorené javy prevalencie marihuany, tak ako sme ich uviedli v časti 1.

Máme teda: $p_M = E(M)$, $p_Y = E(Y)$, $p_T = E(T)$.

Jednotlivé korelačné koeficienty prevalencií marihuany sú nasledovné:

$$\rho(M, Y) = p_M(1 - p_Y) / \sqrt{p_M(1 - p_M)p_Y(1 - p_Y)} = \sqrt{p_M(1 - p_Y) / p_Y(1 - p_M)},$$

$$\rho(M, T) = p_M(1 - p_T) / \sqrt{p_M(1 - p_M)p_T(1 - p_T)} = \sqrt{p_M(1 - p_T) / p_T(1 - p_M)},$$

$$\rho(Y,T) = p_Y(1-p_T) / \sqrt{(p_Y(1-p_Y)p_T(1-p_T))} = \sqrt{p_Y(1-p_T) / p_T(1-p_Y)}$$

Ako sme ukázali hore, tieto korelačné koeficienty sú kladné. **Nulovú hodnotu môžu nadobúdať iba ak sa menší (prípadne aj väčší) z vnorených vlastne nevyskytuje.**

Na ilustráciu uvedieme výpočet vnorených korelačných koeficientov z práce [8] Luha J., Sádovská M. (2007): Štúdia z telefonického prieskumu „Užívanie marihuany vo všeobecnej populácii z prieskumu CAST“ a komparácia výsledkov prieskumu CAST s výsledkami prieskumu verejnej mienky ÚVVM. Nepublikovaná štúdia NMCD pri GSVMDZKD, Úrad vlády SR Bratislava 2007.

CAST: Correlations(a)					UVVM: Correlations(a)				
		LTP	LYP	LMP			LTP	LYP	LMP
LTP	Pearson Correlation	1	,563(**)	,361(**)	LTP LTP	Pearson Correlation	1	,619(**)	,326(**)
	Sig. (2-tailed)		,000	,000		Sig. (2-tailed)		,000	,000
	N	3039	3039	3039		N	1295	1295	1295
LYP	Pearson Correlation	,563(**)	1	,641(**)	LTP LYP	Pearson Correlation	,619(**)	1	,527(**)
	Sig. (2-tailed)	,000		,000		Sig. (2-tailed)	,000		,000
	N	3039	3039	3039		N	1295	1295	1295
LMP	Pearson Correlation	,361(**)	,641(**)	1	LTP LMP	Pearson Correlation	,326(**)	,527(**)	1
	Sig. (2-tailed)	,000	,000			Sig. (2-tailed)	,000	,000	
	N	3039	3039	3039		N	1295	1295	1295

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).
a komp komparácia = 1 CAST

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).
a komp komparácia = 2 UVVM

V tabuľke sú korelácie prevalencií marihuany dvoch prieskumov realizovaných ÚVVM a NMCD (v tabuľke označený ako CAST). Vidno, že platia podmienky pre korelácie vnorených javov pri oboch ilustrovaných prieskumoch.

Uvedieme zaujímavý **dôsledok pre parciálne korelačné koeficienty troch vzájomne vnorených javov**, budeme ho ilustrovať na príklade korelácií prevalencií marihuany.

Pre parciálne koeficienty dvoch javov s vylúčením vplyvu tretieho pre náš príklad platí:

$$\begin{aligned} r(M,Y/T) &= (\rho(M,Y) - \rho(M,T)\rho(Y,T)) / \sqrt{(1-\rho(M,T)^2)(1-\rho(Y,T)^2)} = \\ &= \left(\sqrt{\frac{p_M(1-p_Y)}{p_Y(1-p_M)}} - \sqrt{\frac{p_M(1-p_T)}{p_T(1-p_M)}} \cdot \sqrt{\frac{p_Y(1-p_T)}{p_T(1-p_Y)}} \right) / \\ &\quad \sqrt{\left(\left(1 - \frac{p_M(1-p_T)}{p_T(1-p_M)} \right) \left(1 - \frac{p_Y(1-p_T)}{p_T(1-p_Y)} \right) \right)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} r(M,T/Y) &= (\rho(M,T) - \rho(M,Y)\rho(T,Y)) / \sqrt{(1-\rho(M,Y)^2)(1-\rho(T,Y)^2)} = \\ &= \left(\sqrt{\frac{p_M(1-p_T)}{p_T(1-p_M)}} - \sqrt{\frac{p_M(1-p_Y)}{p_Y(1-p_M)}} \cdot \sqrt{\frac{p_T(1-p_Y)}{p_Y(1-p_T)}} \right) / \\ &\quad \sqrt{\left(\left(1 - \frac{p_M(1-p_Y)}{p_Y(1-p_M)} \right) \left(1 - \frac{p_T(1-p_Y)}{p_Y(1-p_T)} \right) \right)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} r(Y,T/M) &= (\rho(Y,T) - \rho(Y,M)\rho(T,M)) / \sqrt{(1-\rho(Y,M)^2)(1-\rho(T,M)^2)} = \\ &= \left(\sqrt{\frac{p_Y(1-p_T)}{p_T(1-p_Y)}} - \sqrt{\frac{p_Y(1-p_M)}{p_M(1-p_Y)}} \cdot \sqrt{\frac{p_T(1-p_M)}{p_M(1-p_T)}} \right) / \\ &\quad \sqrt{\left(\left(1 - \frac{p_Y(1-p_M)}{p_M(1-p_Y)} \right) \left(1 - \frac{p_T(1-p_M)}{p_M(1-p_T)} \right) \right)} \end{aligned}$$

$$\sqrt{\left(1 - \frac{p_M(1 - p_T)}{p_T(1 - p_M)}\right)\left(1 - \frac{p_Y(1 - p_T)}{p_T(1 - p_Y)}\right)}$$

Po menších algebraických manipuláciách zistíme že:

$$r(M, Y/T) > 0,$$

$$r(M, T/Y) = 0 \text{ a}$$

$$r(Y, T/M) > 0.$$

Ak vylúčime vplyv prostredného vnoreného javu Y, tak parciálna korelácia najmenšieho vnoreného javu M s najväčším vnoreným javom T je nulová.

6. Záver

Vlastnosti korelácií medzi vnorenými javmi sú prirodzeným dôsledkom vlastnosti vnorenia. Okrem vlastnosti nezápornosti, či skôr ich kladnosti, môžeme uvedené vzťahy tiež v praxi využiť na overenie konzistencie realizovaných empirických prieskumov.

7. Literatúra

- [1] Chajdiak, J.(2003): Štatistika jednoducho. Statis Bratislava 2003, ISBN 808565928-X.
- [2] Chajdiak J. (2005): Štatistické úlohy a ich riešenie v Exceli. STATIS, Bratislava, ISBN 80- 85659-39-5.
- [3] Kanderová, M. – Úradníček, V.(2007): Štatistika a pravdepodobnosť pre ekonómov. 1.časť. OZ Financ, Banská Bystrica 2007, ISBN 978-80-969535-5-4.
- [4] Kanderová, M. – Úradníček, V.(2007): Štatistika a pravdepodobnosť pre ekonómov. 2.časť. OZ Financ, Banská Bystrica 2007, ISBN 987-80-696535-6-1.
- [5] Luha J.(2003): Skúmanie súboru kvalitatívnych dát. EKOMSTAT 2003. SŠDS Bratislava 2003.
- [6] Luha J.(2003): Matematickoštatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej práci 2003, SŠDS, Bratislava 2003. ISBN 80- 88946-32-8.
- [7] Luha J.(2007): Kvótový výber. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2007. SŠDS Bratislava 2007. ISSN 1336-7420.
- [8] Luha J., Sádovská M. (2007): Štúdia z telefonického prieskumu „Užívanie marihuany vo všeobecnej populácii z prieskumu CAST“ a komparácia výsledkov prieskumu CAST s výsledkami prieskumu verejnej mienky ÚVVM. Nepublikovaná štúdia NMCD pri GSVMDZKD, Úrad vlády SR Bratislava 2007.
- [9] Řehák J., Řeháková B. (1986): Analýza kategorizovaných dat v sociologii. Academia Praha 1986.
- [10] Řezanková A.(2007): Analýza dat z dotazníkových šetření. Proffessional Publishing, Praha 2007. ISBN 978-80-86946-49-8.
- [11] Stankovičová I., Vojtková M.(2007): Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami.
- [12] IURA EDITION, Bratislava 2007, ISBN 978-80-8078-152-1.

Adresa autora:

Ján Luha, RNDr., CSc.
Jan.Luha@statistics.sk

Štruktúra sociálnej štatistiky a regionálnej štatistiky podľa EUROSTAT-u

The structures of social statistics and regional statistics according to Eurostat

Milan Olexa

Abstract

The article deals with the structure and content of social statistics defined by the 2008 edition of the Statistical Requirements Compendium. National statistical offices systematically adopt the new requirements of the European Commission and Eurostat. Statistical surveys, structures, and, in particular, statistical outputs for national and international data users are prepared, processed and produced according to the new requirements. The article describes the changes against the 2006 edition of the Statistical Requirements Compendium. The social statistics is covered by the domain 1 of the Compendium. The domain 2, for example, is dedicated to macroeconomic statistics, the domain 3 is concerned with business statistics, the domain 5 (i.e. 'multidomain statistics') includes regional and urban statistics, etc.

Key Words: Structure of social statistics, structure of regional and urban statistics

Kľúčové slová: Štruktúra sociálnej štatistiky, Štruktúra regionálnej a mestskej štatistiky.

Úvod

Obsahom článku je štruktúra a obsah sociálnej štatistiky, tak ako sú stanovené v Statistical Requirements Compendium, 2008 edition. V súvislosti so stále novými požiadavkami, ktoré sú Európskou komisiou kladené na EUROSTAT, prispôsobujú sa týmto požiadavkám aj národné štatistické úrady. Nové požiadavky sa odrážajú nielen v nových štruktúrach, štatistických zisťovaniach, ale hlavne vo výstupných informáciách, ktoré potrebujú rôzni užívatelia na národnej i medzinárodnej úrovni. V článku sú naznačené zmeny oproti vydaniu z roku 2006. Sociálna štatistika je obsahom tzv. domain 1. Napr. obsahom domain 2 sú makroekonomické štatistiky a v domain 3 sú tzv. „business statistics“. Regionálna a mestská štatistika je zahrnutá v domain 5, v tzv. multidomain statistics.

Charakteristika štruktúr

Table of Contents 2006

Theme 31. Population

- Module 31101 DEMOGRAPHY AND CENSUS
- Module 31201. POPULATION PROJECTIONS
- Module 31300. MIGRATION AND ASYLUM

Theme 32. Labour market

- Module 32100. EMPLOYMENT AND UNEMPLOYMENT
- Module 32200. EARNINGS AND LABOUR COSTS
- Module 32300. TIME USE AND RECONCILIATION OF WORK
AND FAMILY LIFE

Theme 33. Education

- Module 33100. EDUCATION STATISTICS
- Module 33200. VOCATIONAL TRAINING AND LIFELONG LEARNING

Theme 34. Culture

Module 34100. CULTURE STATISTICS

Theme 35. Health and safety

Module 35100. PUBLIC HEALTH

Module 35200. HEALTH AND SAFETY AT WORK

Theme 36. Distribution of incomes and living conditions

Module 36100. HOUSEHOLD BUDGET SURVEYS

Module 36301. INCOME, POVERTY AND SOCIAL EXCLUSION
(INCLUDING HOUSING AND DEPRIVATION)Module 36401. COMMUNITY STATISTICS ON INCOME AND
LIVING CONDITIONS (EU-SILC)

Theme 37. Social protection

Module 37101. SOCIAL PROTECTION STATISTICS

Module 37202. DEVELOPMENT OF A DATABASE ON LABOUR
MARKET POLICY MEASURES

Theme 38. Other work in the field of demographic and social statistics

Module 38201. SOCIAL INDICATORS AND OTHER SOCIAL
DOMAINS

Module 38300. GENDER STATISTICS

Module 38400. CRIME STATISTICS

Theme 39. Consumer protection

Module 39100. CONSUMER PROTECTION

Theme 72. Regional statistics

Module 72202. REGIONAL INDICATORS

Module 72402. DEVELOPMENT OF REGIONAL STATISTICS

Module 72501. URBAN STATISTICS

Theme 74. Geographical and local technology

Module 74200. GEOGRAPHICAL INFORMATION SYSTEM (GISCO)

Module 74300. INFRA-REGIONAL INFORMATION SYSTEM (SIRE)

Table of Contents 2008

DOMAIN 1 - Demographic and social statistics

Theme 1.01 Population

Module 1.01.01 DEMOGRAPHY, CENSUS AND PROJECTIONS

Module 1.01.02 MIGRATION AND ASYLUM

Theme 1.02. Labour market

Module 1.02.01 EMPLOYMENT AND UNEMPLOYMENT

Module 1.02.02 EARNINGS AND LABOUR COSTS

Module 1.02.03 DATABASE ON LABOUR MARKET POLICY
MEASURES

Module 1.02.04 TIME USE AND RECONCILIATION OF WORK
AND FAMILY LIFE

Theme 1.03 Education and lifelong learning

Module 1.03.01 EDUCATION STATISTICS

Module 1.03.02 VOCATIONAL TRAINING STATISTICS

Theme 1.04. Culture

Module 1.04.01 CULTURE STATISTICS

Theme 1.05 Health and safety

Module 1.05.01 PUBLIC HEALTH

Module 1.05.02 HEALTH AND SAFETY AT WORK

Theme 1.06 Distribution of incomes and living conditions

Module 1.06.01 HOUSEHOLD BUDGET SURVEYS (HBS)

Module 1.06.02 INCOME, SOCIAL INCLUSION AND LIVING
CONDITIONS (EU-SILC)

Theme 1.07 Social protection

Theme 1.08 Consumer Protection

Module 1.08.01 CONSUMER PROTECTION

Theme 1.09 Food safety

Module 1.09.01 FOOD SAFETY STATISTICS: CROSS-CUTTING
ISSUES

Module 1.09.02 STATISTICS ON CONTROL AND MONITORING
ACTIVITIES

Module 1.09.03 FOOD CONSUMPTION STATISTICS

Module 1.09.04 STATISTICS ON PRODUCTS WITH DISTINCTIVE
MARKS (including organic production and farming)

Theme 1.10 Crime and criminal justice

Module 1.10.01 ADMINISTRATIVE DATAS ON CRIME AND
CRIMINAL JUSTICE

Module 1.10.02 EU VICTIMISATION SURVEY MODULE

Theme 1.11 Discrimination

Module 1.11.01 DISCRIMINATION STATISTICS

Theme 1.12 Other work in the field of demographic and social statistics

Module 1.12.01 SOCIAL REPORTING

Module 1.12.02 GENDER STATISTICS

Module 1.12.04 EHS (European system of social statistical
survey modules)

Theme 5.04 Regional and urban statistics

Module 5.04.01 REGIONAL INDICATORS

Module 5.04.02	DEVELOPMENT OF REGIONAL INDICATORS
Module 5.04.03	URBAN STATISTICS
Module 5.04.04	INFRA-REGIONAL INFORMATION SYSTEM (SIRE)
Module 5.04.05	MANAGEMENT OF THE NUTS CLASSIFICATION

Theme 5.05 Geographical and local information

Module 5.05.01 GEOGRAPHICAL INFORMATION SYSTEM (GISCO)

Záver

Z porovnania oboch štruktúr sociálnej štatistiky a regionálnej štatistiky za roky 2006 a 2008 vyplývajú formálne, ale aj niektoré obsahové rozdiely najmä z toho dôvodu, že do najnovšej štruktúry sú doplnené niektoré nové moduly.

Ako príklad formálnej zmeny možno dokumentovať na demografickej štatistike, v ktorej z minulých 3 modulov sú v súčasnosti 2, ale s rovnakým obsahom.

V téme trhu práce pribudol oficiálne nový modul „databáza politiky trhu práce“. Tento projekt bol doteraz oficiálne zaradený do zoznamu štatistiky sociálnej ochrany.

V štatistikách vzdelávania, zdravia a kultúry nedošlo k vážnejším zmenám.

V podsystémoch rozdelenia príjmov a životných podmienok sú z minulých 3 modulov v súčasnosti 2, ale k obsahovej zmene nedošlo.

Ako novokoncipované štatistiky bola zaradená kriminalita, štatistika diskriminácie a Európsky systém modulov sociálnej štatistiky (EHS).

V regionálnej štatistike pribudol nový modul „riadenia NUTS klasifikácii.

Zoznam literatúry:

1. Eurostat- Statistical Requirements Compendium, edition 2006, edition 2008
2. Eurostat – Statistics in focus 2008, Population and social conditions,
Author A. Petrášová

Adresa autora

Ing. M. Olexa, PhD., Štatistický úrad SR, Miletičova 3, 942 67 Bratislava

Výdavky a príjmy na sociálnu ochranu v regionálnom porovnaní NUTS0 Expenditure and receipts on social protection in regional comparison NUTS0

Alexandra Petrášová

Abstract: In the EU 27 social protection expenditure accounted for 27.2% of GDP in 2005. The EU27 average continued to mask major disparities between Member States. Social protection expenditure as a percentage of GDP was about 30% in 2005 in Sweden, France and Denmark, and below 15% in Latvia, Estonia, Lithuania and Romania (and in Slovakia 16.9%). In 2005, the two main sources of funding of social protection at EU27 level were general government contributions from taxes, making up 38% of total receipts, and social contributions (59%). These contributions are divided into those paid by the persons protected i.e. employees, self-employed persons, retired persons and voluntary payers (21% of total receipts) and those paid by the employers (38%).

Key words: ESSPROS 1996, expenditure and receipts on social protection, functions: sickness/health care, disability, old age, survivors', family/children, unemployment, housing and social exclusion.

Kľúčové slová: ESSPROS 1996, výdavky a príjmy na sociálnu ochranu, účely: nemocenská/zdravotná starostlivosť, invalidita, staroba, pozostalí, rodina/deti, nezamestnanosť, bývanie a sociálne vylúčenie.

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 Slovenskej republike v roku 2005 v porovnaní s členskými štátmi EÚ využitím údajov z databázy EUROSTATu New Cronos. Údaje poskytli krajiny v súlade s metodikou ESSPROS 1996 (pozri metodické poznámky).

2. Výrazné rozdiely medzi členskými štátmi EÚ vo výdavkoch na sociálnu ochranu pri vyjadrení v PPS¹⁾ na obyvateľa

Ak výdavky na sociálnu ochranu (hrubé) sú vyjadrené v PPS na obyvateľa (štandarda kúpnej sily), rozdiely medzi krajinami sú výraznejšie (*Tabuľka č.1*).

V rámci EU-27 v roku 2005, najvyššie výdavky malo Luxembursko (12 946 PPS na osobu)²⁾, za ním nasledovalo Švédsko a Dánsko (viac než 8 400 PPS na obyvateľa). Priemerná hodnota v týchto 3 štátoch bola 8 krát vyššia v porovnaní s priemernou hodnotou v 3 EU krajinách s najnižšou hodnotou ukazovateľa, t. j. Rumunsko (1 088 PPS na osobu), Bulharsko a Lotyšsko.

Z krajín mimo EU-27 bola hodnota ukazovateľa tiež vysoká v Nórsku (9 525 PPS na osobu) a vo Švajčiarsku. Hodnota ukazovateľa za SR je porovnateľná s Poľskom.

3. Výdavky na sociálnu ochranu ako % z HDP

V roku 2005 hrubé priemerné výdavky na sociálnu ochranu (pozri metodické poznámky) predstavovali 27,2 % z HDP v EU-27 krajinách (Tabuľka 1).

Tabuľka č. 1 Výdavky na sociálnu ochranu v EÚ členských krajinách, 2005

Krajina	Výdavky na sociálnu ochranu ako % z HDP	Výdavky na sociálnu ochranu v Euro na obyvateľa	Výdavky na sociálnu ochranu v PPS na obyvateľa	Sociálne dávky podľa funkcií (v PPS na obyvateľa, EU 27=100 %)					
				Dávky v starobe a pre pozostalých	Nemocenské, zdravotná starostlivosť	Dávky pre zdravotne postihnutých	Dávky pre rodiny a deti	Dávky v nezamestnanosti	Bývanie, sociálne vylúčenie
EU 27	27,2	6 087	6 087	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
EU 25	27,4	6 442	6 367	104,6	104,5	104,6	104,5	104,9	104,8
EU 15	27,8	7 391	7 005	114,6	115,2	114,2	115,3	117,4	116,1
EA 13	27,8	7 088	6 884	113,6	112,4	101,1	115,3	128,3	91,2
Belgicko	29,7	8 556	8 249	130,9	127,1	118,0	120,7	270,8	69,4
Bulharsko	16,1	454	1 260	23,1	21,1	22,0	17,6	6,5	16,2
Česká republika	19,1	1 875	3 292	50,5	67,1	53,5	51,0	32,0	48,3
Dánsko	30,1	11 570	8 498	115,3	102,2	256,2	227,2	199,4	234,4
Nemecko	29,4	8 001	7 529	117,7	118,8	121,1	173,2	150,1	103,0
Estónsko	12,5	1 043	1 761	28,4	33,1	35,0	44,8	6,4	10,3
Írsko	18,2	7 083	5 857	54,0	133,0	61,8	169,6	114,2	134,9
Grécko	24,2	4 322	5 139	95,2	82,9	52,8	68,5	72,3	110,9
Španielsko	20,8	4 362	4 776	71,8	87,9	73,0	55,5	163,2	39,9
Francúzsko	31,5	8 622	8 044	123,6	134,8	96,1	137,1	159,8	158,7
Taliansko	26,4	6 416	6 226	135,6	95,8	76,6	56,1	34,4	7,7
Cyprus	18,2	3 274	3 807	64,9	56,5	29,8	94,1	61,6	123,2
Lotyšsko	12,4	700	1 390	23,9	20,7	26,1	31,2	14,4	10,4
Litva	13,2	802	1 593	26,7	27,9	34,6	30,5	8,0	13,3
Luxembursko	21,9	14 218	12 946	172,9	194,5	357,1	455,7	179,1	171,3
Maďarsko	21,9	1 927	3 165	49,0	55,4	66,0	77,6	25,2	46,9
Malta	18,3	2 146	3 104	59,8	48,2	44,3	30,8	63,7	37,2
Holandsko	28,2	8 790	8 305	121,7	142,8	164,6	80,9	128,5	233,0
Rakúsko	28,8	8 573	8 268	144,5	121,9	137,5	182,5	129,8	55,1
Poľsko	19,6	1 258	2 236	48,5	25,9	49,3	20,4	17,7	26,8
Portugalsko ¹⁾	24,7	3 385	3 998	65,5	67,7	83,4	42,2	59,7	18,2
Rumunsko	14,2	521	1 088	16,4	23,1	16,1	23,2	9,7	11,1
Slovinsko	23,4	3 310	4 539	73,4	85,7	81,3	81,2	40,8	63,0
Slovenská republika	16,9	1 195	2 258	34,6	38,5	43,5	52,8	26,5	34,4
Fínsko	26,7	8 005	6 833	91,8	102,3	184,3	163,2	172,6	98,0
Švédsko	32,0	10 208	8 529	123,8	119,2	272,8	171,8	143,5	152,1
Spojené kráľovstvo	26,8	8 044	7 176	117,8	129,9	136,4	93,9	51,0	216,8

¹⁾ Údaje 2004

Zdroj Eurostat

V roku 2005 v EU-27 členských štátoch s priemernou alebo nadpriemernou hodnotou ukazovateľa (27,2 % a viac) žilo 39,6 % obyvateľov EU-27, skupinu s mierou medzi 22,3 % a 27,2 % tvorilo 30,0 % zo všetkých občanov EU. V tretej skupine štátov, ktorých hodnota ukazovateľa sa pohybovala v intervale medzi 17,4 % a 22,3 % žilo 21,9 % ľudí. Len 8,5 %

obyvateľstva EU žilo v členských štátoch EÚ, ktorých výdavky na sociálnu ochranu predstavovali menej než 17,4 % z ich HDP. Do poslednej skupiny boli zaradené aj Slovensko (16,9 % z HDP) a Bulharsko (16,1 %).

Krajiny s najvyššou mierou - Švédsko (32,0 %), Francúzsko (31,5 %), Dánsko (30,1 %), Belgicko (29,7 %), Nemecko (29,4 %), Rakúsko (28,8 %) a Holandsko (28,2 %) - použili z HDP na sociálnu ochranu dvakrát viac ako 3 baltické štáty s najnižšími hodnotami: Lotyšsko (12,4 %), Estónsko (12,5 %) a Litva (13,2 %).

4. Dávky na účely „staroba“ a „pozostalí“ tvorili najväčší podiel z celkových výdavkov na sociálne dávky v roku 2005

V 2005 na úrovni EU-27 sociálne dávky na účely „staroba“ a „pozostalí“ tvorili najvyšší podiel z výdavkov na sociálnu ochranu: 45,9 % z celkových výdavkov na sociálne dávky (12,0 % z HDP) (Tabuľka 2).

Tieto dávky boli výrazne vysoké v Taliansku², kde tvorili 60,7 % z celkových dávok a 15,5 % z HDP. Ovpływujúci faktorom je vysoké percento ich obyvateľstva nad 60 rokov (25,1 % priemerná hodnota v 2005 v porovnaní s hodnotou 21,8 % v EU-27). Nadpriemerné EU 27 hodnoty prezentovalo aj Poľsko (59,8 %), Malta (52,4 %), Grécko (51,2 %) a Bulharsko (51,1 %).

Naopak v Írsku výdavky na dávky v účeloch „staroba“ a „pozostalí“ dosiahli len 26,6 % z celkových výdavkov na sociálne dávky (4,5 % z HDP). Je to ovplyvnené aj skutočnosťou, že írsky obyvateľstvo je „najmladšie“ v Európe. V roku 2005 27,7 % írkej populácie ešte nedosiahlo vek 20 rokov (porovnané s 22,3 % v EU-27), a iba 15,3 % bolo vo veku 60 a starších.

Výdavky na účel „choroba/zdravotná starostlivosť“ v EU 27 dosiahli 28,6 % zo všetkých dávok (7,5 % z HDP). Tieto výdavky prevýšili výdavky na dávky na účely „staroba“ a „pozostalí“ v Írsku (40,9 %). Viac ako jedna tretina výdavkov na dávky v Českej republike a Rumunsku (a mimo EU-27 na Islande) smerovala na účel „choroba/zdravotná starostlivosť“. V kontraste s tým, v Dánsku a Poľsku výdavky na tento účel boli menej ako 21 % z výdavkov na všetky dávky. V Estónsku, Lotyšsku, Litve a Poľsku dosiahli menej než 4 % z HDP.

Výdavky na účel „invalidita“ dosiahli viac než 13 % z celkových výdavkov na dávky vo Švédsku (15,4 %), Dánsku (14,4 %) a Luxembursku (13,1 %)³, v porovnaní s EU-27 priemerom 7,9 % (2,1 % z HDP). Ich podiel bol vysoký (viac než 10 %) aj vo Fínsku, Poľsku a Litve. Z krajín mimo EU-27 najviac minulo na účel invalidita Nórsko (19,1 % z celkových výdavkov na sociálne dávky a 4,5 % z HDP). Na Cypre, v Grécku, Írsku, Taliansku a vo Francúzsku podiel nedosiahol ani 6 %.

Výdavky na dávky na účel „rodina/deti“ predstavovali 8,0 % z celkových výdavkov na sociálne dávky (2,1 % z HDP) v EU-27. Výdavky na tento účel (ako % zo všetkých dávok) boli rovné alebo vyššie ako 12 % z celkových výdavkov na dávky v Luxemburgu (najvyššie 16,9 %), Írsku (14,6 %), Dánsku (12,9 %) a Estónsku (12,2 %) a mimo EU-27 na Islande a Nórsku. Oproti tomu dosiahli menej než 5 % z celkových výdavkov na sociálne dávky v Poľsku (4,4 % z celkových výdavkov na dávky, 0,8 % z HDP), Taliansku, Malte a v Holandsku.

Tabuľka č.2: Výdavky na sociálne dávky podľa účelov v roku 2005 (ako % z celkových výdavkov na sociálne dávky (CVSD) a ako % z HDP)

	Staroba a pozostalí		Choroba/zdrav. starostlivosť		Invalidita		Rodina/deti		Nezamestnanosť		Bývanie a soc. vylúčenie	
	% z CVSD	% z HDP	% z CVSD	% z HDP	% z CVSD	% z HDP	% z CVSD	% z HDP	% z CVSD	% z HDP	% z CVSD	% z HDP
EU 27	45,9	12,0	28,6	7,5	7,9	2,1	8,0	2,1	6,1	1,6	3,5	0,9
EU 25	45,9	12,1	28,6	7,5	7,9	2,1	8,0	2,1	6,1	1,6	3,5	0,9
EU 15	45,7	12,2	28,6	7,7	7,9	2,1	8,0	2,2	6,2	1,7	3,5	0,9
EA 13	46,3	12,3	28,6	7,6	7,1	1,9	8,2	2,2	6,9	1,8	2,8	0,8
BE	44,7	12,7	27,1	7,7	7,0	2,0	7,2	2,0	12,2	3,5	1,8	0,5
BG	51,1	7,9	29,0	4,5	8,4	1,3	6,8	1,1	1,9	0,3	2,7	0,4
CZ	42,6	7,9	35,3	6,5	7,8	1,4	7,5	1,4	3,6	0,7	3,1	0,6
DK	37,5	11,0	20,7	6,1	14,4	4,2	12,9	3,8	8,6	2,5	5,8	1,7
DE	43,5	12,4	27,3	7,8	7,7	2,2	11,2	3,2	7,3	2,1	2,9	0,8
EE	44,0	5,4	31,9	3,9	9,4	1,2	12,2	1,5	1,3	0,2	1,2	0,1
IE	26,6	4,5	40,9	6,9	5,3	0,9	14,6	2,5	7,5	1,3	5,1	0,9
EL	51,2	12,0	27,8	6,5	4,9	1,2	6,4	1,5	5,1	1,2	4,5	1,1
ES	41,4	8,4	31,6	6,4	7,3	1,5	5,6	1,1	12,4	2,5	1,7	0,4
FR	43,9	13,0	29,8	8,8	5,9	1,8	8,5	2,5	7,5	2,2	4,3	1,3
IT	60,7	15,5	26,7	6,8	5,9	1,5	4,4	1,1	2,0	0,5	0,3	0,1
CY	46,6	8,3	25,3	4,5	3,7	0,7	11,8	2,1	5,8	1,0	6,7	1,2
LV	48,4	5,7	26,0	3,1	9,1	1,1	11,0	1,3	3,9	0,5	1,6	0,2
LT	46,4	6,0	30,3	3,9	10,4	1,3	9,3	1,2	1,8	0,2	1,8	0,2
LU	36,6	7,9	25,7	5,5	13,1	2,8	16,9	3,6	5,0	1,1	2,8	0,6
HU	42,5	9,1	29,9	6,4	9,9	2,1	11,8	2,5	2,9	0,6	3,1	0,7
MT	52,4	9,5	26,3	4,8	6,7	1,2	4,7	0,9	7,4	1,3	2,5	0,4
NL	42,3	11,1	30,9	8,1	9,9	2,6	4,9	1,3	5,9	1,5	6,2	1,6
AT	48,6	13,5	25,5	7,1	8,0	2,2	10,7	3,0	5,8	1,6	1,4	0,4
PL	59,8	11,5	19,9	3,8	10,5	2,0	4,4	0,8	2,9	0,6	2,5	0,5
PT*	47,2	10,9	30,4	7,0	10,4	2,4	5,3	1,2	5,7	1,3	1,0	0,2
RO	41,3	5,7	36,2	5,0	7,0	1,0	10,2	1,4	3,2	0,4	2,1	0,3
SI	44,4	10,2	32,3	7,4	8,5	2,0	8,6	2,0	3,3	0,7	2,9	0,7
SK	42,5	7,0	29,5	4,8	9,2	1,5	11,3	1,9	4,3	0,7	3,2	0,5
FI	37,3	9,6	25,9	6,7	12,9	3,4	11,6	3,0	9,3	2,4	3,0	0,8
SE	40,5	12,5	24,3	7,5	15,4	4,8	9,8	3,0	6,2	1,9	3,8	1,2
UK	45,0	11,8	30,9	8,1	9,0	2,4	6,3	1,7	2,6	0,7	6,3	1,7
IS	31,2	6,7	34,8	7,4	15,1	3,2	13,9	3,0	1,8	0,4	3,2	0,7
NO	30,7	7,2	32,2	7,5	19,1	4,5	12,1	2,8	2,7	0,6	3,2	0,8
CH	48,3	13,1	26,5	7,2	12,7	3,4	4,8	1,3	4,4	1,2	3,4	0,9

** Údaje 2004

Zdroj: Eurostat-ESSPROS

Najvýraznejšie rozdiely boli pozorované medzi členskými štátmi v účely nezamestnanosť. Zatiaľ čo priemerná hodnota pre EU-27 bola 6,1 % z celkových výdavkov na dávky (1,6 % z HDP), v Španielsku a Belgicku, sa napríklad podiel ustálil na viac ako 12 %. Naopak, v Bulharsku, Estónsku, Litve, Taliansku, Spojenom kráľovstve, Maďarsku a Poľsku, a tiež mimo EU-27 (na Islande a v Nórsku) dávky v „nezamestnanosti“ dosiahli menej než 3% z výdavkov na sociálne dávky.

Ak vyjadríme výdavky na sociálnu ochranu v jednotke „Euro na obyvateľa“ na úrovni EU27 bol monitorovaný údaj 6027, kým v SR len 1 195. V posledných 6 stĺpcoch tabuľky 1 sú zobrazené údaje o výdavkoch na sociálne dávky v PPS na obyvateľa prepočítané na percentuálny podiel EU27 (100%).

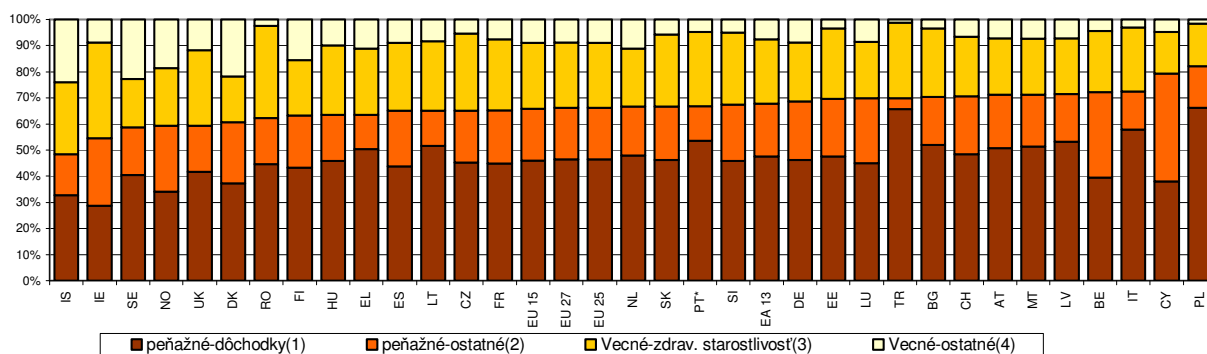
5. Peňažné dávky bez zisťovania príjmu sú najčastejšou formou

Peňažné sociálne dávky (vyplácané v pravidelných intervaloch alebo jednorázovo) tvorili najväčší podiel z výdavkov na sociálne dávky v Európskej únii (Graf č. 1). V roku 2005 tento podiel dosiahol 66,2 % z celkových nákladov v EU-27 (46,4 % na dôchodky a 19,8 % boli ostatné peňažné dávky). Tieto dávky predstavovali 17,4 % z HDP. Peňažné dávky tvorili najvyšší podiel v Poľsku (82,1 % zo všetkých dávok, z toho boli 66,1 % dôchodky) a na Cypre (79,5 %, z toho 38,1 % tvorili dôchodky). V Belgicku, Rakúsku, Nemecku a Francúzsku peňažné dávky tvorili viac než 19 % z HDP.

V EU-27 tvorili vecné dávky 33,8 % z celkových výdavkov na dávky (8,9 % z HDP). Podiel vecných dávok bol najvyšší v Írsku (36,6 % zdravotná starostlivosť a 8,7 % ostatné vecné dávky) a vo Švédsku (41,2 % zo všetkých výdavkov na dávky, z toho 18,4 % vyplatených na zdravotnú starostlivosť).

Sociálne dávky vyplácané bez zisťovania príjmu poberateľa v porovnaní s dávkami vyplácanými v závislosti od príjmu (pozri metodické poznámky) sú hlavnou formou výdavkov na dávky v Európskej únii. V roku 2005 dosiahli dávky so zisťovaním príjmu (vyplácané najmä v účeloch „bývanie“ a „sociálne vylúčenie“) v EU-27 10,5 % zo všetkých výdavkov na sociálne dávky. Sociálne dávky so zisťovaním príjmu (pozri Grafč. 2) sú významnou časťou výdavkov na sociálne dávky v Írsku, na Malte a v Spojenom kráľovstve.

Graf 3: Peňažné a vecné dávky sociálnej ochrany, 2005



* Údaje 2004

Zdroj: Eurostat-ESSPROS

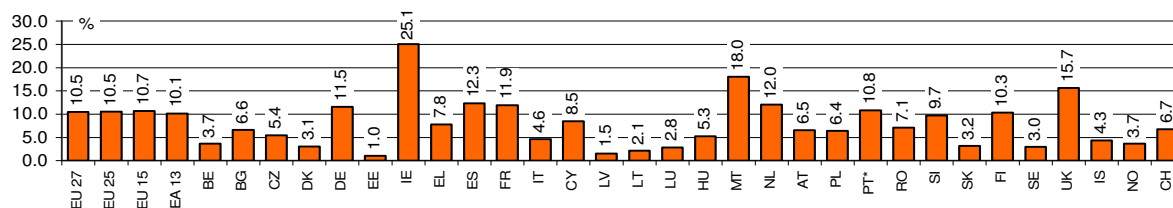
(1) Napr. invalidné, starobné a výsluhové dôchodky, vdovské, vdovecké a sirotské dôchodky, atď.

(2) Napr. nemocenská, pohrebné, rodinné prídavky, podpora v nezamestnanosti, pomoc v hmotnej núdzi, atď.

(3) Napr. priame poskytnutie a refundácia ambulantnej a ústavnej starostlivosti (vrátane liečiv na predpis).

(4) Napr. sociálne služby bez a s ubytovaním, rehabilitácia, denná starostlivosť o deti, rekvalifikácia, atď.

Graf č.4: Sociálne dávky so zisťovaním príjmu, 2005 (ako % zo všetkých sociálnych dávok)



* Údaje 2004

Zdroj: Eurostat-ESSPROS

6. Rozdielne systémy financovania sociálnej ochrany

V roku 2005 hlavným zdrojom financovania sociálnej ochrany na EU-27 úrovni boli sociálne príspevky, ktoré tvorili 59,0 % zo všetkých príjmov. Priemerne sociálne príspevky platené chránenými osobami (zamestnanci, SZČO, dôchodcovia a dobrovoľní platitelia) tvorili 20,8 % (v SR 22,4 %) a zamestnávateľmi 38,3 % (v SR 62 %) (Tabuľka č. 3).

Financovanie z príspevkov verejnej správy (príspevky ústrednej vlády a samospráv) na EU 27 úrovni predstavovalo 37,6 % (v SR 14,0 %).

Európsky priemer zakrýva obrovské národné rozdiely v štruktúre financovania sociálnej ochrany. Viac než 70% zo všetkých príjmov tvorili sociálne príspevky v Slovenskej republike (84,4 %), Českej republike (80,7 %), Estónsku (79,5 %), Rumunsku (73,3 %) a Belgicku (73,4 %).

Naopak Dánsko (63,2 %) Írsko (53,9 %), Cyprus (53,7 %) a Spojené kráľovstvo (spolu s Nórskom) financujú sociálnu ochranu prevažne z príspevkov verejnej správy. Švédsko a Luxembursko sú tiež významne závislé na financovaní sociálnej ochrany na príspevkoch z verejnej správy (nad 45 %).

Tabuľka č. 3 Príjmy na sociálnu ochranu podľa typu (ako % z celkových príjmov) v EÚ, 2005

Krajina	Príspevky ustrednej vlády a samosprávy (%)	Príspevky zamestnávateľov (%)	Sociálne príspevky platené poistencami (%)	Iné príjmy (%)
EU 27	37,6	38,3	20,8	3,4
EU 25	37,7	38,2	20,8	3,3
EU 15	37,9	38,2	20,7	3,2
EA 13	33,9	40,1	22,5	3,4
Belgicko	24,7	51,4	22,0	1,9
Bulharsko	36,1	42,4	18,3	3,1
Česká republika	18,1	54,3	26,4	1,2
Dánsko	63,2	10,3	18,5	8,0
Nemecko	35,6	35,0	27,7	1,6
Estónsko	20,4	79,0	0,4	0,1
Írsko	53,9	24,7	15,3	6,1
Grécko	30,7	35,5	22,9	11,0
Španielsko	33,3	48,9	15,6	2,1
Francúzsko	30,6	44,7	20,9	3,8
Taliansko	41,4	41,7	15,3	1,6
Cyprus	53,7	19,7	15,0	11,6
Lotyšsko	35,3	47,1	16,9	0,7
Litva	39,6	53,8	6,0	0,5
Luxembursko	45,3	26,9	24,4	3,4
Maďarsko	34,8	42,0	15,9	7,3
Malta	34,5	43,5	19,2	2,8
Holandsko	19,9	33,4	34,4	12,3
Rakúsko	33,1	37,9	27,4	1,6
Poľsko	39,2	28,0	22,3	10,4
Portugalsko ¹⁾	42,2	31,7	15,7	10,0
Rumunsko	11,7	49,7	23,5	15,0
Slovinsko	31,7	27,4	40,0	0,8
Slovenská republika	14,0	62,0	22,4	1,5
Fínsko	43,7	38,8	11,4	6,1
Švédsko	48,0	41,0	8,8	2,3
Spojené kráľovstvo	50,5	32,4	15,5	1,6

¹⁾ Údaje 2004

Zdroj: Eurostat

Rozdiely vo financovaní medzi členskými štátmi EÚ sú spôsobené historickým vývojom. Severské európske štáty, kde dominuje financovanie verejnou správou, podliehajú tradícii “Beveridgovho modelu” (v tomto druhu systému je postačujúce byť rezidentom v núdzi pre oprávnenosť získať sociálnu dávku). Ostatné krajiny sú ovplyvnené Bismarckovou tradíciou, ktorá je založená na poist'ovacom princípe (vo forme sociálnych príspevkov). Napriek tomu sa rozdiel financovania medzi európskymi krajinami postupne

zužuje, napr. zvyšuje sa podiel príspevkov verejnej správy v Nemecku, Španielsku, Taliansku, Maďarsku a Portugalsku, na druhej strane sa zvyšuje podiel príjmov pochádzajúci zo sociálnych príspevkov v krajinách s vysokou úrovňou financovania z príspevkov verejnej správy.

Podiel z iných príjmov (príjmy z vlastníctva a ostatné príjmy) bol nízky: 3,4 % v 2005 v EU-27. Avšak, hodnoty ukazovateľa boli veľmi vysoké (viac ako 10%) v Poľsku, Holandsku (zhodnotenie penzijných fondov), na Cypre (vyberajú vyššie príspevky z dôvodu starnutia obyvateľstva), v Grécku, Rumunsku a tiež na Islande a vo Švajčiarsku.⁷

Poznámky:

¹⁾ 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

²⁾ Luxembursko je osobitná krajina, kde významný podiel sociálnych dávok je vyplácaný do zahraničia (najmä vecné dávky zdravotnej starostlivosti, dôchodky a rodinné prídavky). Po odpočítaní platieb nerezidentom, hodnota ukazovateľa sa zníži približne na 10 902 PPS na osobu.

³⁾ V Taliansku, tieto dávky zahŕňajú niektoré prídavky (TFR - trattamento di fine rapporto), ktoré čiastočne patria pod funkciu nezamestnanosť. Tieto dávky predstavovali 4.1% z celkových výdavkov na sociálne dávky.

⁴⁾ V Luxembursku vznikol nový program "poistenie starostlivosti o dlhodobu chorých" v roku 1999. Dávky vyplácané týmto programom dosiahli 3 % z celkových výdavkov na sociálne dávky v roku 2005. V súlade s metodikou ESSPROS 1996, väčšina týchto dávok by mala byť zahrnutá do účelu „staroba“.

METODICKÉ POZNÁMKY

Metódy a pojmy

Údaje o výdavkoch a príjmoch na sociálnu ochranu poskytli národné štatistické úrady EÚ podľa metodiky Európskeho systému integrovaných štatistík sociálnej ochrany („ESSPROS Manuál 1996“). Výdavky zahŕňajú sociálne dávky, administratívne výdavky a iné výdavky podľa účelov sociálnej ochrany. Sociálna ochrana obsahuje všetky intervencie zo strany verejných alebo súkromných organizácií, ktorých cieľom je oslobodiť domácnosti a jednotlivcov od bremien definovaných rizík alebo potrieb za predpokladu, že neexistuje ani simultánna a ani individuálna dohoda. Manuál ESSPROS 1996 klasifikuje sociálne dávky podľa 8 nasledovných účelov: choroba/zdravotná starostlivosť, invalidita, staroba, pozostalí, rodiny/deti, nezamestnanosť, bývanie, sociálne vylúčenie a inde neklasifikované (i. n. k.). Účel dávky sociálnej ochrany je hlavný cieľ, na ktorý sa poskytuje sociálna ochrana bez ohľadu na legislatívne alebo inštitucionálne ustanovenia.

Sociálne dávky (hrubé) sú zapísané bez odčítania daní alebo iných povinných poplatkov platených poberateľom (napr. sociálne príspevky). „Fiškálne dávky“ (redukcia dane zo sociálnych dôvodov poskytnutá domácnostiam) sú vo všeobecnosti vylúčené.

Peňažná dávka je dávka (pravidelná alebo jednorázová), ktorá je vyplácaná peňažne a nepožaduje vyúčtovanie skutočných výdavkov poberateľa. Príklady peňažných dávok: všetky typy dôchodkov, nemocenská, rodinné prídavky, dávky v nezamestnanosti, podpora v nezamestnanosti a peňažná dávka sociálnej pomoci.

Vecné dávky sú poskytované vo forme tovarov alebo služieb. Poskytujú sa ako náhrada alebo priamo. Náhrady sú platby, ktoré refundujú prijímateľovi časť alebo celé preukázané výdavky na špecifické tovary a služby. Priamo poskytnuté dávky sú tovary a služby poskytnuté bez spoluúčasti na financovaní poberateľom. Príklady vecných sociálnych dávok

sú nemocničná a ambulantná starostlivosť, liečivá, náklady na pohreb, starostlivosť o deti, domáca starostlivosť, sociálne služby s ubytovaním, rekvalifikácia a príspevok na bývanie. Sociálne dávky sú rozdelené na dávky vyplácané bez zisťovania príjmu poberateľa a so zisťovaním príjmu.

Nárok na dávky so zisťovaním príjmu poberateľa je explicitne alebo implicitne podmienený výškou príjmov poberateľa alebo jeho majetok musí mať hodnotu pod stanovenú úroveň.

Sociálne príspevky sú náklady, ktoré vznikajú zamestnávateľom v mene ich zamestnancov alebo chráneným osobám na zabezpečenie nároku na sociálne dávky.

Príspevky verejnej správy sú náklady verejnej správy na riadenie verejných nepríspevkových programov a finančnej podpory, ktorú verejná správa poskytuje iným národným programom sociálnej ochrany.

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 13 zahŕňa BE, DE, EL, ES, FR, IE, IT, LU, NL, AT, PT, FI a SI.

IS = Island, NO = Nórsko, CH = Švajčiarsko.

EÚ legislatíva

Nariadenie (EK) č 458/2007 Európskeho parlamentu a Rady z 25. apríla 2007 o štatistike Európsky systém integrovanej sociálnej ochrany (ESSPROS) bolo publikované v OJ 30. apríla 2007.

Nariadenia Komisie (EK) č. 1322/2007 a č. 10/2008, ktoré implementujú nariadenia EP a Rady uverejnil OJ 13. novembra 2007 a 9. januára 2008.

V súlade s platnými nariadeniami budú zberané a rozširované ESSPROS údaje (moduly: výdavky a príjmy, kvalitatívne informácie a poberatelia dôchodkov od roku 2008 (údaje 2006).

7. Literatúra

- [1] EK, ESSPROS MANUAL 1996, kat. číslo: CA-99-96-641-EN-N, dostupné na webe: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/CA-99-96-641/EN/CA-99-96-641-EN.PDF
- [2] EK 2008: European Social Statistics – Social protection – Expenditure a receipts – Data 1997 – 2005, kat. číslo: KS-DC-08-001-EN-N, dostupné na webe: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=1073,46587259&_dad=portal&_schema=PORTAL&p_product_code=KS-DC-08-001
- [3] 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

Zdroje údajov:

Európska komisia:

Webová stránka EUROSTATu:

http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=1996,45323734&_dad=portal&_schema=PORTAL&screen=welcomeref&open=/data/popul/livcon/spr&language=en&product=EU_MAIN_TREE&root=EU_MAIN_TREE&scrollto=314

Webová stránka Európskej komisie:

[EUROPA Website/European Commission/Employment and Social Affairs/Social protection in the EU/MISSOC Database](#)

Slovenská republika:

[1] Ročné zisťovanie v zdravotných poisťovniach, ročné zisťovanie v Sociálnej poisťovni

[2] Rezortné zisťovania MPSVR SR

[3] Databáza údajov príjmov a výdavkov štátneho rozpočtu a rozpočtu obcí

[4] Výberové zisťovanie „Náklady práce“, ŠÚ SR

[5] Národné účty, ŠÚ SR

[6] Výberové zisťovanie v neziskových organizáciách

[7] Administratívne zdroje údajov: MF SR, MDPT SR, MS SR, SAD miest Bratislavy, Košíc, Prešova, Žiliny a Banskej Bystrice, Migračný úrad MV SR, dôchodkové správckové spoločnosti a doplnkové dôchodkové poisťovne.

Adresa autora:

Alexandra Petrášová, Ing., Mgr., PhD.

Tomášiková 10/E

821 02 Bratislava

alexandra.petrasova@statistics.sk

Úloha Eurostatu pri spracovaní štatistiky medzinárodného obchodu

The Role of Eurostat in Processing of International Trade Statistics

Ján Plánovský, Micheal Ashbrook

Abstract: Paper describes the specific role of Eurostat in analysing statistical data of trade in goods between 27 Member states of the European Union. The detailed intra-community trade flows (Intrastat) are collected on a monthly basis from qualified European traders and transmitted to national statistical authorities (NSA). The data are validated, aggregated by 8-digit Combined Nomenclature (CN) codes and transferred to Eurostat according to the predefined calendar. Development of common validation processes and quality analysis are two domains where the role of Eurostat has been developing.

The exports of product X from country A to country B should be the equal to imports of country B from country A of the same product because the EU is a customs union. In practice, however, some mirror data flows don't match. In order to identify these discrepancies, Eurostat systematically develops new tools and methods aiming to improve trade data quality. Mirror Outlier Detection (MOD) is a tool presenting each Member State's detected outliers with all other remaining Member States. Median Absolute Deviation (MAD) is used to identify several categories of outliers. Concrete cases of outliers are presented.

Key words: Eurostat, trade data, Intrastat, data validation, mirror outlier detection, quality analysis

1. Introduction

Eurostat's mission

The mission of Eurostat, the Statistical Office of the European Communities, is to provide the European Union with high-quality statistical information at European level that enables comparisons between countries and regions. Established in 1953 to meet the requirements of the Coal and Steel Community, the tasks of Eurostat have evolved and broadened over the years. With the development of Community policies, such as the EMU, Eurostat adapted its role to respond to the need for new statistics. Today, Eurostat is one of the Directorates-General of the European Commission, based in Luxembourg. In order to fulfil its mission, it is committed to:

- providing the Commission and its departments with the high-quality statistical service needed to develop, implement and evaluate policies;
- developing a partnership with the corresponding statistical services of the European Central Bank;
- producing, with the assistance of the European Statistical System, reliable, comparable and relevant statistics covering the EU's areas of competence;
- disseminating Community statistics to the European public, businesses and decision makers, as part of its role as a public service provider, free of charge;
- supporting non-EU countries, particularly candidate countries, which wish to develop their statistical systems within the framework of the EU's external relations with those countries.

Eurostat's role in trade data processing

Eurostat operates in full accordance with the “European Statistics Code of Practice”. Modern societies do not function properly without a solid basis of reliable and objective statistics. On one hand, decision-makers at EU level, in Member States, in local government and in business need statistics to make those decisions. On the other hand, the public and media need statistics for an accurate picture of contemporary society and to evaluate the performance of politicians and others. Of course, national statistics are still important for national purposes in Member States whereas EU statistics are essential for decisions and evaluation at European level. Specific role of Eurostat in the area of international trade statistics include:

- Methodology and classification unit is responsible for providing the European Union with the legislative and methodological framework for the collection, processing and dissemination of quality foreign trade statistics. Preparing, adapting and updating the Intrastat and Extrastat legislation in the area of foreign trade statistics taking account of user needs, the economic and administrative environment and the reporting burden on respondents is the core activity.
- Production unit is responsible for collection, validation and further processing of detailed intra and extra EU trade, electronic dissemination to the public, the Commission, the European institutions and international organisations through the Comext on-line system (<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/newxtweb>) which is free of charge. The quality assessment of published data, through quality reports, analysis of asymmetries, outlier detection and specific studies is integral part of this work.

Data life cycle

In principle, every statistical production chain includes the following major steps: data collection, validation, analysis, dissemination and management of metadata (classifications, labels, explanatory notes, etc.). To demonstrate specific role of Eurostat in this data life cycle, two specific domains are chosen: validation and quality analysis.

2. Data Validation

"Validation activity" is term that can be interpreted very broadly. Our Eurostat interpretation is that the term validation covers the steps in the preparation of statistics with the goal to improve quality of statistical data. There are two types of steps (categories): checks (or edits) and transformations (or imputations). Verification level varies between data items, records, block of records, set of data files, questionnaire section (data entry). The examples of validation techniques include:

- 1) Code lists: traditional checking of a code against the contents of a list;
- 2) Trans-codifications: transformation of a code with or without aggregation
- 3) Matrix operations: traditional summations (country = total of regions) and other operations;
- 4) Valid values and ranges: check against the list of predefined values or ranges
- 5) Data format: check of dataset with respects to predefined format (normally it is the first operation of a validation process)
- 6) Relations between variables: (balance = exports-imports, price = value/volume etc.)
- 7) Historical comparisons: growth rates are compared against previous ones. Usual source of errors is the change of a measurement unit (kg to tons, **national currency to Euro etc.**)

- 8) Outlier detection: this type of validation is extensively used. Many methods exist in the bibliography [2]. However, the most commonly used is that a value of an ordered vector is checked against the interval of $M - kQ_1$, $M + kQ_3$, where M =median, Q =quartiles (first and third) and k =tolerance factor. A separate section on mirror outlier detection follows.

Follow up action has two aspects: Error detection and error correction. User chooses between several proposed options. Usually wrong data are stored in a separate environment for later treatment. The validation and provision of data are continuous processes. There is some automated data correction. The new record generated should satisfy all validation checks and the data frequency structure is to be maintained. The history of corrections and changes should be recorded. It is important to implement validations at several stages of data life cycle, for example 1) before storing into production databases, 2) when preparing for dissemination, and 3) after disposing into the dissemination environment.

3. Quality analysis - Statistical discrepancies and asymmetries

Users interested in the flow of trade from country A to country B may examine exports from A to B (as reported by A) or imports into B from A (as reported by B) or both. They may use national figures, Eurostat data or those of other international organisations. The data from the various sources rarely agrees completely. This causes uncertainty and difficulties for the user. In bilateral comparisons it is advisable first to ensure that the comparisons are possible in the sense that data are legitimately comparable.

Bilateral comparison in the form of "mirror" exercises is a traditional tool for detecting the causes of differences in statistics. "Mirror" statistics of conceptually harmonised Intrastat data should generally be less affected by asymmetries than those for extra-EU trade. In theory, intra-EU statistics of Member States are easily compared – in particular if the Comext source is used rather than national figures, since:

- the data to be compared are drawn up on the basis of a broadly common methodology and common definitions;
- the problem of the FOB (dispatches) and CIF (arrivals) valuations generally plays a smaller role in view of the geographical context and the structure of intra-Community trade;
- the rules for determining reference periods, time delays should not have a such a large impact - at least on annual results;
- the trading partner for arrivals is always the Member State of consignment, not the country of origin of the goods.

However, since the Intrastat system came into operation, bilateral comparisons have revealed major and persistent discrepancies in the various Member States' intra-EU trade statistics. The main reasons are given in the following paragraphs.

Intrastat is based on a system of thresholds which makes it possible to exempt ca. 80% of operators (especially small and medium-sized enterprises) from statistical formalities. For a given transaction, a company might be required to provide statistical information in one Member State, whereas its supplier or customer in another Member State is exempted.

The phenomenon of late or non-response by certain companies is a serious weakness in the Intrastat system. The non-response rate has decreased since 1993, but remains high, with over 10% of companies failing to provide information. This represents about 3-4% in terms of value at Community level.

It is possible that an operation is not published by one of the two partners because of statistical confidentiality but it is published by the other. However, the application of confidentiality procedures should not generally affect the results for total trade.

In theory, with the Intrastat system there should be no time lag between the date of registration of a transaction as a dispatch in one Member State and the date on which the same transaction is recorded as an arrival in another. In practice, the reference month is generally the month in which the goods are exchanged or, at worst, the following month. Misapplication of the rules and delays in the data processing can have a non-negligible impact on monthly statistics.

Classification of products under one of over 10 000 sub-headings in the Combined Nomenclature can be a problem for businesses - particularly those which are not computerised. The result can be errors and discrepancies at the most detailed level.

Triangular trade can affect comparisons of both intra- and extra-EU trade. In the intra-EU context triangular trade is said to exist in the case of a company in Member State A which sells goods to a company in Member State B, which in turn sells them to a company in Member State C, although the goods are "physically" forwarded only once - from A to C. In cases such as this, intra-Community trade statistics should record a dispatch from A bound for C, and an arrival in C of goods from A. There is, however, a considerable risk that A or C will regard Member State B as its trading partner. The phenomenon described is known as the "Rotterdam" effect.

4. Mirror outlier detection

Records of monthly intra-EU trade data, at the CN8 level of product classification, are stored in Eurostat's Comext database. This data can be thought of as time series of records. Going one step further, the fields representing value (in thousands of EUR), quantity (in 100 of kg) or supplementary unit (pieces, cubic metres, etc.) and unit value (EUR/kg) can also be conceived as time series.

There are two methods for detecting outliers, Theil and Median Absolute Deviation (MAD). The algorithm applied is MAD, which is robust, non-parametric method, as defined in Equation 1.

$$\text{MAD}(\mathbf{x}) = \text{MAD}(x_1, x_2, \dots, x_n) = \text{Med}\{\|\mathbf{x} - \text{Med}(\mathbf{x})\|\} \quad (1)$$

Robust means that it uses medians, not averages. MAD is not based on the assumption that the observation error follows a normal distribution.

For each such time series we should find a **mirror** series because, in a customs union, there must always be an import to match each export (and vice versa).

If we find a mirror outlier for an outlier, all is well. This case is labelled as **green outlier**. The data are presumably correct. But if the mirror time series is conspicuously free of outliers, we have very probably discovered a problem with the quality of the data (**red or black outlier**). Real life examples are illustrated. An ad hoc typology of outliers is presented.

Red outlier is identified in the case when an outlier was found in the time series of declaring country, but no corresponding outlier was found in the mirror series of partner country. Figure 1 shows the time series of Slovak exports of product 87033219 (motor cars) to Germany for the period of January 2004 to February 2007. Upper right picture indicates total value of exports in Euros as declared by Slovakia and at the same time the value of German imports from Slovakia for the same period as declared by Germany. The upper left picture indicates the same series expressed in unit values (UV). In this case the outlier of around 5 millions Euros per 1 car was identified reported by Slovakia in June 2004. Two pictures in the lower part depict corresponding time series of quantities (100 kg) and

supplementary units (pieces). This kind of outlier might indicate wrong data entry (price) by Slovak declarant.

Details for outlier #4

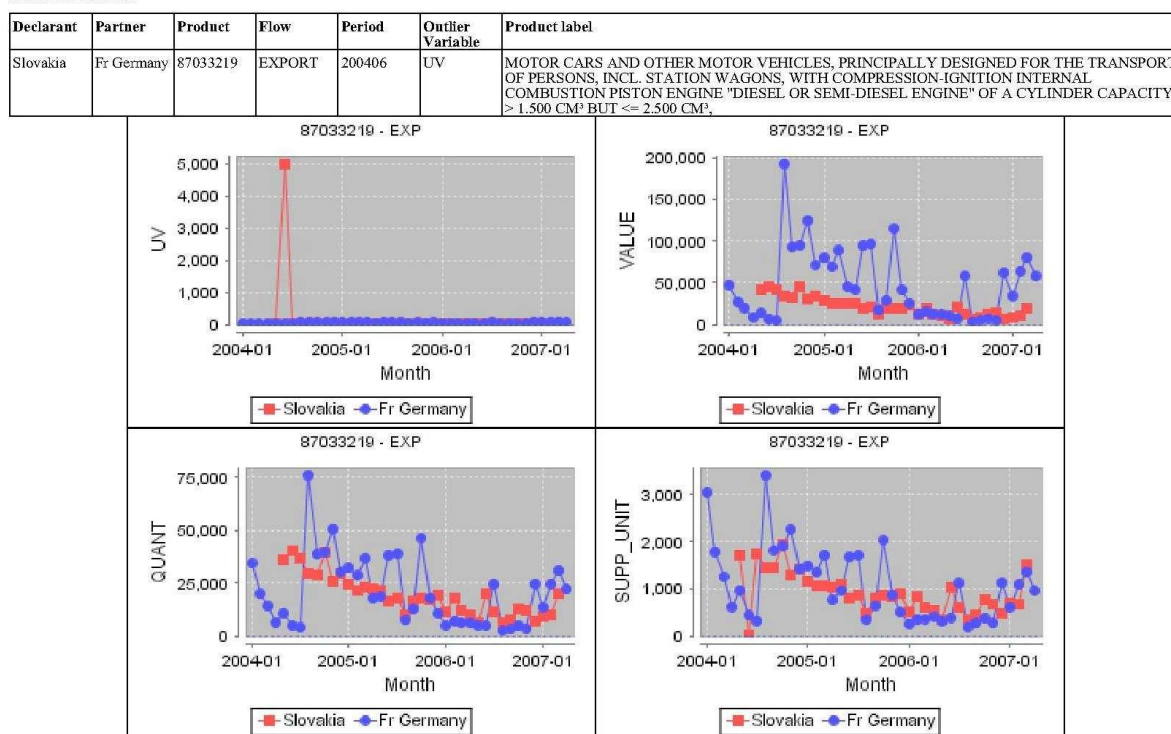


Figure 6: Example of "red" outlier in Unit Value

The second example illustrates the occurrence of a **black outlier**. This is the case where there simply is no corresponding time series of Comext records at all. Exports are declared, but the partner reports no imports of that product.

Figure 2 shows the example of the trade between Austria (at) and Slovakia (sk). While Austria reports in December 2005 an export of mobile phones components to Slovakia valued more than 48 millions EUROS, no such import is declared by Slovakia. Often this is the result of classifying one and the same product in different ways by the reporter and the partner.

This kind of outlier might suggest missing trade information (possibly even VAT fraud) which should lead to mutual investigation by both parties. Fictitious exports of mobile phones are quite often reported by criminals who then proceed to collect the VAT reimbursement. Our quality analysis could help to identify this form of tax fraud.

Details for Outlier #40

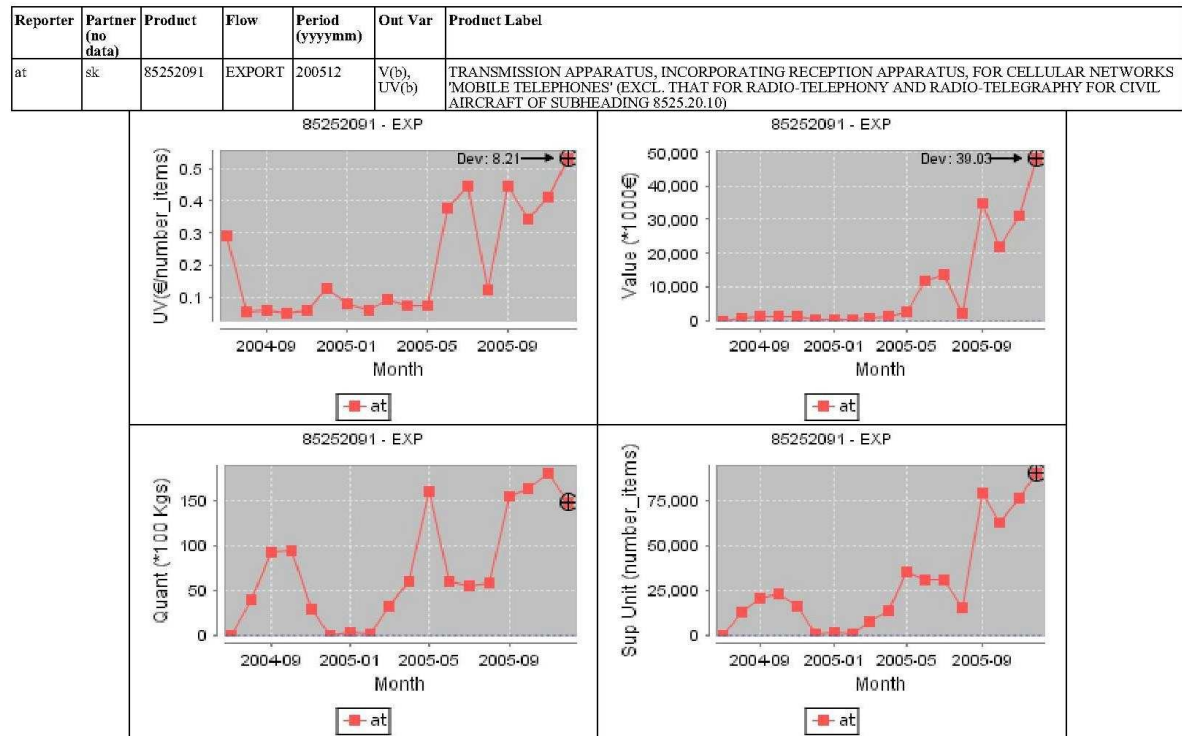


Figure 7: Example of "black" outlier in product value

An outlier which occurs in both the original series and in the mirror series is labelled as a **green** one. The agreement between data sent by the reporter and by the partner is rarely 100%, as can be seen in the illustration below (Figure 3). But it shows that the data is essentially correct. Green outliers may be important to analysts and strategist concerned with the development of international trade.

Details for Outlier #16

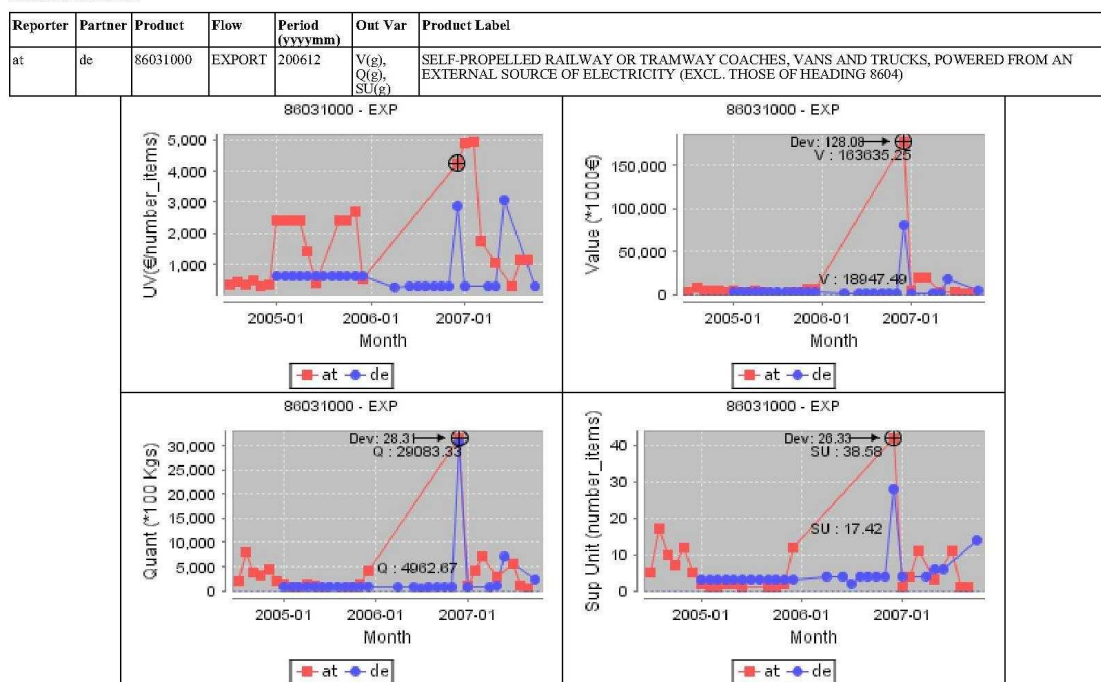


Figure 8: Example of "green" outlier in product value

5. Summary

The primary role of Eurostat is to supply its users with high quality data. However, with enlarged European Union the methodological guidance and harmonisation of statistical methods and tools becomes more and more important. The possibility to quickly access and analyse data of 27 Member States gives an opportunity to perform multinational quality analysis, such as MOD, in more efficient and less costly manner than at Member State level. Therefore Eurostat being recognised international statistical authority is committed to continue with this work to not only the needs of Member States, but also wider European and world statistical community.

6. Bibliography

- [9] EUROSTAT, 2006: Statistics on the trading of goods – User guide. Methods and Nomenclatures, Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, pp. 20 – 22.
- [10] [RICARDO A. MARONNA](#), [DOUGLAS R. MARTIN](#), [VICTOR J. YOHAI](#), 2006: Robust Statistics: Theory and Methods, John Wiley & Sons, Ltd.
- [11] JERZY ROZANSKI, ALEXANDER YEATS, 1994: On the (in) Accuracy of Economic Observations: An Assessment of Trends in the Reliability of International Trade Statistics, Elsevier Science.
- [12] OSKAR MORGENSTERN, 1963: On the Accuracy of Economic Observations, Princeton University Press.

- [13] TOMMY WRIGHT, Statistical Methods and the Improvement of Data Quality, 1983, Academic Press, Inc.

Addresses of authors:

Ing. Ján Plánovský, PhD
Eurostat B3-315
L-2920 Luxembourg
Jan.Planovsky@ec.europa.eu

Dipl. Math, Micheal Ashbrook, MA in EU Law
Eurostat B3-315
L-2920 Luxembourg
Michael.Ashbrook@ec.europa.eu

Starnutie obyvateľstva Slovenska – základný aspekt súčasného demografického vývoja

Demographic ageing of Slovakia – central aspect of contemporary demographic evolution

Zuzana Podmanická

Abstract: The demographic ageing is the central aspect of the contemporary demographic evolution in most European countries. The article deals with the development of the age structure in the SR, and specifically with the demographic ageing as a relatively new symptom of the demographic evolution of the population of the SR. It analyses the causes of the ageing of the population of the SR and its impact also in the context of the Slovak regions.

Key words: population, age, total fertility rate, life expectancy, demographic evolution, demographic transition, demographic ageing

Kľúčové slová: populácia, vek, úhrnná plodnosť, stredná dĺžka života, demografický vývoj, demografický prechod, demografické starnutie

1. Úvod

Starnutie človeka je zákonitý proces, ktorému podlieha každý jednotlivec. Každý človek však starne inak a individuálnym tempom. Konečnou etapou procesu starnutia je staroba².

Starnutie populácie je proces, ktorým sa zvyšuje podiel starých ľudí v danej populácii. Nejde však o vývojovú zákonitosť, ale o dôsledok demografického prechodu, spôsobený v súčasnosti predovšetkým znižovaním plodnosti a zvyšovaním strednej dĺžky života.

Analyzovať populačné starnutie populácií nie je jednoduché. Pri každej populácii je potrebné brať do úvahy zdravotné hľadiská, životné štýly, spoločenské konvencie, atď., ktoré rôznou intenzitou v rôznych časových úsekoch proces starnutia ovplyvňujú.

2. Vývoj vekovej štruktúry

Veková štruktúra obyvateľstva sa radí medzi najvýznamnejšie charakteristiky demografickej statiky, je výsledkom a zároveň determinantom vývoja populačných procesov v priebehu posledných 100 rokov.

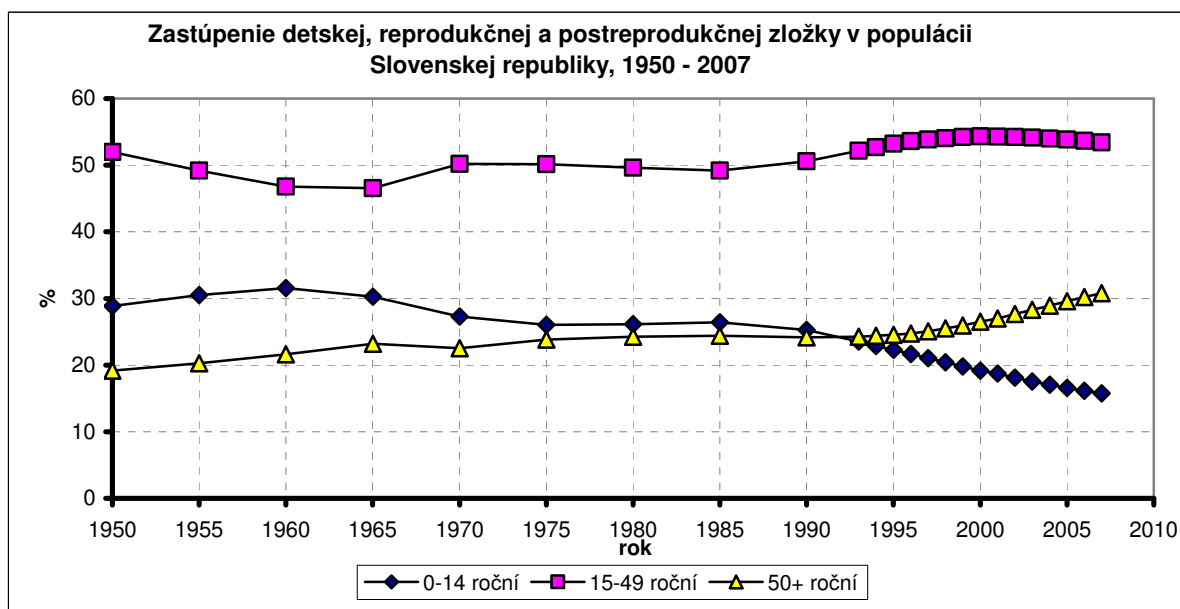
V roku 2007 pokračovalo znižovanie podielu detskej zložky. Kým pred 40 rokmi sa podiel tejto skupiny pohyboval okolo 30 %, do roku 2000 klesol na 20 %, od roku 2001 je pod 20 % a neustále klesá. V roku 2007 klesol už pod 16 % (15,8 %).

Počet osôb v produktívnom veku (15-64 roční) sa zatiaľ zvyšuje, avšak rast zaznamenávajú len vekové skupiny nad 50 rokov (silné povojnové ročníky) a veková skupina 30-34 ročných (populačná vlna 70-tych rokov). Ku koncu roku 2007 bolo 3,9 milióna osôb v produktívnom veku, tzn. 72 % obyvateľov Slovenska.

K zmenám dochádza i u obyvateľstva v poproduktívnom veku (65+). Ide o trend mierneho rastu, ktorý sa pri nezmenených úmrtnostných pomeroch bude zrýchľovať, pretože sa do tejto skupiny postupne začnú presúvať početne silné generácie 50-tych rokov. V roku 2007 tvorila táto veková skupina 12 %.

² Podľa medzinárodnej uznávanej konvencie WHO sa rozlišujú podľa chronologického veku nasledujúce životné obdobia: 0 – 14 rokov: detský vek, detstvo; 15 – 29 rokov: mladý vek, mladosť; 30 – 44 rokov: dospelý vek, zrelosť; 45 – 59 rokov: stredný vek; 60 – 74 rokov: vyšší, starší vek, raná staroba (presénium); 75 – 89 rokov: vysoký, starecký vek, vlastná staroba, (sénium); nad 90 rokov: dlhovekosť

Zmeny vekovej štruktúry populácie SR jednoznačne poukazujú na proces demografického starnutia. Miera starnutia² (Billeterov index) je komplexným ukazovateľom zaťaženia obyvateľstva zohľadňujúci, ktorá zaťažujúca biologická veková skupina prevláda. Od roku 1992 je v Slovenskej republike početnejšia postreprodukčná zložka (50+) než detská (0-14) a tento trend má stupňujúci sa charakter. V roku 2007 tak pripadalo na 100 osôb v reprodukčnom veku takmer o 30 osôb v postreprodukčnom veku viac než osôb v detskom veku.



Obrázok 9

Starnutie populácie dokumentujú i ďalšie syntetické ukazovatele veku. Index starnutia ako pomer poproduktívnej a detskej zložky sa dlhodobo zvyšuje, v roku 2007 tak na 100 obyvateľov vo veku 0-14 rokov pripadlo 76 osôb vo veku 65 rokov a viac. Z pohľadu pohlaví najmä nadúmrtnosť mužov vo vyšších vekových kategóriách spôsobuje značné rozdiely v hodnotách indexu starnutia, na 100 chlapcov pripadá v súčasnosti 55 postaktívnych mužov, kým na 100 dievčat pripadá 98 postaktívnych žien.

Index ekonomického zaťaženia klesá. V roku 2007 tak na 100 obyvateľov vo veku 15-64 rokov pripadlo 38 závislých osôb (0-14 plus 65⁺). Takáto úroveň ekonomického zaťaženia obyvateľstva v produktívnom veku neproduktívnou zložkou nemá dlhodobú perspektívu, pretože bude narastať poproduktívne obyvateľstvo a ekonomické zaťaženie sa začne prehlbovať. Zvyšovanie pôrodnosti by trend ekonomického zaťaženia ešte posilnilo, pretože by stúpala početnosť ekonomicky závislého obyvateľstva.

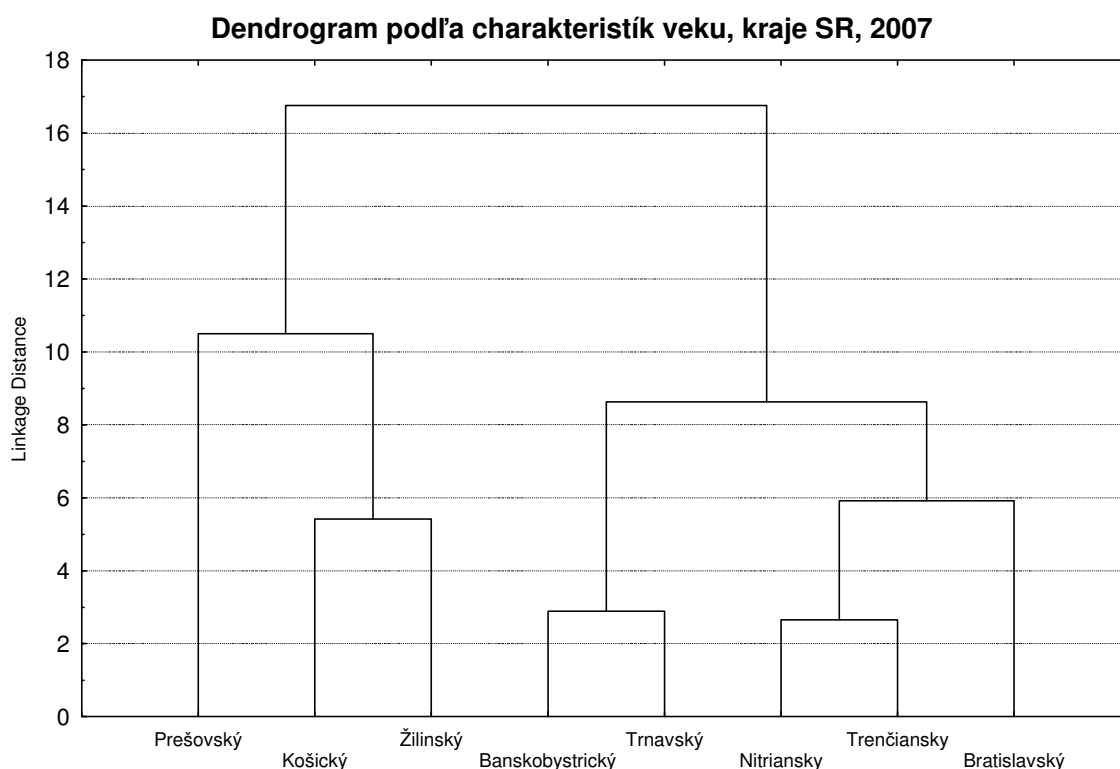
Z regionálneho hľadiska je vo všeobecnosti v súvislosti s demografickým starnutím priaznivejšia situácia vo východnej časti územia a na severe stredného Slovenska. Na základe predchádzajúceho vývoja pôrodnosti je produktívna zložka (15-64 roční) v krajoch v rozmedzí 70-75 %, maximum (74,6 % v roku 2007) je v Bratislavskom, minimum (70,2 %) v Prešovskom kraji. Výraznejšie rozdiely sú v podieloch predproduktívnej zložky. Medzi Bratislavským a Prešovským krajom sa rozdiel v podiele predproduktívnej zložky pohybuje až okolo 7 percentuálnych bodov v prospech Prešovského kraja. Najvyšší podiel poproduktívnej zložky má Nitriansky kraj (13,2 %), najnižší je v Prešovskom kraji (10,6 %)

Mieru starnutia na úrovni súčasných krajov možno sledovať od roku 1996 z dôvodu

² Billeterov index: $(0-14 \text{ roční}) - (50 \text{ roční a starší}) / (15-49 \text{ roční}) \cdot 100$

zmeny územných štruktúr. V roku 1996 už vo všetkých krajoch, s výnimkou Prešovského, prevládala postreprodukčná zložka nad detskou. V Prešovskom kraji došlo k zmene vzájomného pomeru až v roku 2000.

Na základe charakteristík veku tvoria kraje 2 základné zhľuky: 1. kde Bratislavský, Nitriansky, Trnavský, Trenčiansky a Banskobystrický s mierou starnutia nad 30, indexom starnutia nad 80, indexom ekonomického zaťaženia pod 40, hodnotami priemerného veku oscilujúcimi už okolo 39 rokov. Do druhého zhľuku možno zaradiť Prešovský, Košický a Žilinský, v ktorých je miera starnutia pod 25, index starnutia pod 70, index ekonomického zaťaženia okolo 40 a priemerný vek okolo hodnoty 36 rokov. V prvom zhľuku na základe vekových charakteristík tvorí osobitnú podskupinu Bratislavský kraj a možno ho označiť za „najstarší kraj“, v druhom zhľuku možno oddeliť Prešovský kraj a charakteristiky veku naznačujú, že ide i „najmladší kraj“.



Obrázok 2

Vo všeobecnosti možno povedať, že populácia SR i populácie krajov starnú zdola, t.j. pri základni vekovej pyramídy v dôsledku poklesu úrovne plodnosti a pôrodnosti, ale už aj zhora, pri vrchole vekovej pyramídy, v dôsledku zvyšovania strednej dĺžky života

3. Príčiny demografické starnutia

Demografické starnutie ako fenomén súčasného demografického vývoja rozvinutých krajín je spôsobované nízkou fertilitou, predlžovaním strednej dĺžky života, generáciami populačných vln.

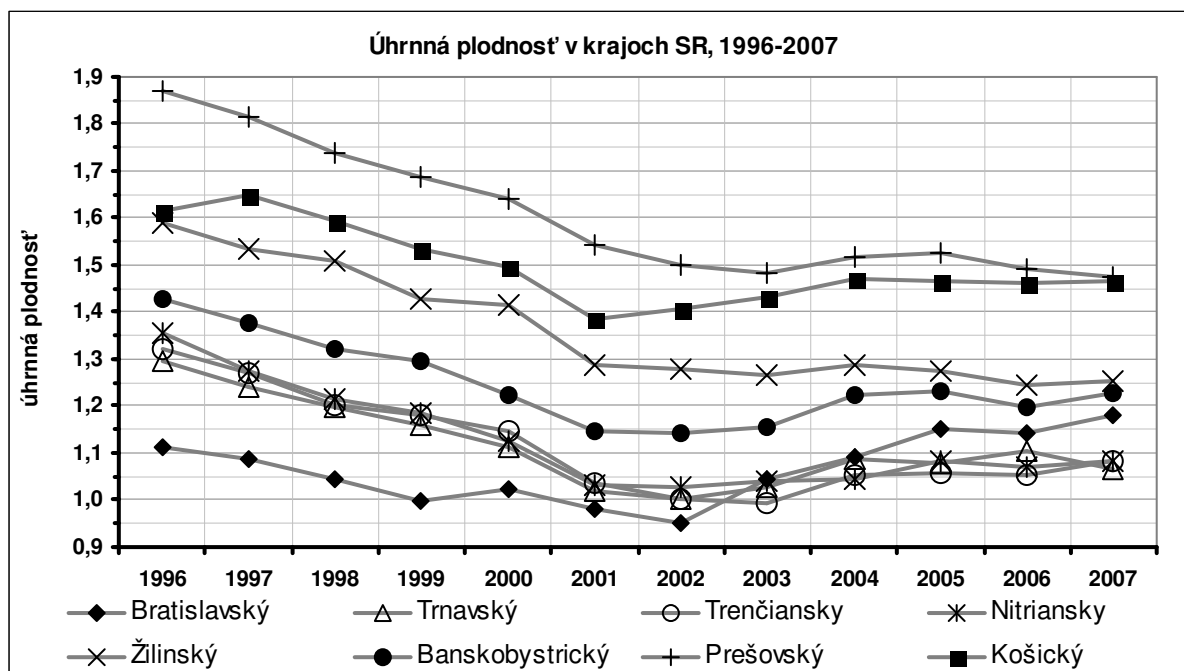
V Slovenskej republike dochádza k postupnému znižovaniu počtu narodených detí od 80-tych rokov minulého storočia. Úhrnná plodnosť³ klesla pod záchovnú hodnotu (2,1 živo

³ Úhrnná plodnosť udáva priemerný počet živo narodených detí pripadajúcich na 1 ženu počas jej celého reprodukčného obdobia (15-49 rokov), pri zachovaní úrovne plodnosti sledovaného roka a za predpokladu nulovej úmrtnosti [2].

narodených detí pripadajúcich na 1 ženu) na prelome 80-tych a 90-tych rokov 20. storočia a jej pokles pokračoval až do začiatku 21. storočia. V tomto storočí je úhrnná plodnosť hlboko pod hodnotou jednoduchej obnovy, ale relatívne stabilná, na 1 ženu pripadá počas jej reprodukčného obdobia priemerne 1,2 živo narodených detí. Kritická hodnota pre ďalší vývoj úhrnnej plodnosti je 1,5 detí na jednu ženu, preto by pod túto hranicu nemala klesnúť. Pod touto kritickou hodnotou je však úhrnná plodnosť v Slovenskej republike už 12 rokov. Za populáciu s veľmi nízkou plodnosťou sa považuje populácia s hodnotou úhrnnej plodnosti pod 1,3 [1] a slovenská populácia je populáciou s veľmi nízkou plodnosťou od roku 2000.

Hlavným dôsledkom dlhodobu veľmi nízkej fertility bude postupný pokles početnosti obyvateľstva a znižovanie pravdepodobnosti vývoj prirodzenej reprodukcie otočiť.

Z regionálneho pohľadu dlhodobu najvyššiu fertilitu vykazuje Prešovský a Košický kraj kde úhrnná plodnosť ešte stále osciluje okolo kritickej hodnoty (1,5), za nimi a s miernym odstupom nasleduje Žilinský kraj. Najnižšie hodnoty od roku 1996 do 2002 boli v Bratislavskom kraji (okolo 1) od roku 2003 sú však kraji s najnižšou úhrnnou plodnosťou kraje Trenčiansky, Trnavský a Nitriansky (1 – 1,1).



Obrázok 3

Vývoj v ostatných štyroch rokoch svedčí o určitej relatívnej stabilite plodnosti vo všetkých krajoch i keď na veľmi nízkych hodnotách. Podľa prognózy ŠÚ SR by sa mala úhrnná plodnosť v ďalších rokoch mierne zvyšovať [3].

Druhou príčinou demografického starnutia je zvyšovanie strednej dĺžky života⁴. Je to ukazovateľ nezávislý na vekovej štruktúre a poskytuje kvalifikovaný obraz o rozdieloch v úmrtnosti a kvalite života v jednotlivých regiónoch.

Od roku 2004 sa v Slovenskej republike stredná dĺžka života mužov pri narodení udržiava nad hranicou 70 rokov, v súčasnosti je oproti roku 1993 vyššia o 2 roky. V ženskej časti populácie naďalej pokračoval pomalý dlhodobý nárast strednej dĺžky života pri narodení a v roku 2006 prvýkrát prekročila hranicu 78 rokov, oproti roku 1993 je vyššia o 1,5 roka,

⁴ Stredná dĺžka života (nádej na dožitie) udáva ako dlho bude ešte v priemere žiť osoba v určitom veku za predpokladu, že by po celú dobu jej života platili tie isté úmrtnostné pomery ako v roku konštrukcie úmrtnostných tabuliek [2].

i keď v roku 2007 medziročne poklesla. Z hľadiska pohlaví je stredná dĺžka života mužov v Slovenskej republike trvalo nižšia než stredná dĺžka života žien, pri narodení je v súčasnosti rozdiel takmer 8 rokov. S pribúdajúcim vekom sa tento rozdiel postupne znižuje.

Hlavným dôsledkom rastúcej strednej dĺžky života bude postupný rast početnosti starého obyvateľstva.

Základným trendom na regionálnej úrovni je kontinuálny rast strednej dĺžky života vo všetkých krajoch. Najdlhšiu strednú dĺžku života pri narodení majú muži i ženy z Bratislavského kraja (muži 72,5 rokov, ženy 79,2 rokov) a je značne nad celoslovenským priemerom (70). Najnižšiu strednú dĺžku života pri narodení majú muži i ženy Košického kraja a Banskobystrického kraja, a to muži 69,4 rokov, ženy 77,7 rokov. Rozdiely, ktoré prevládajú medzi jednotlivými regiónmi pri strednej dĺžke života pri narodení u mužov, sú výraznejšie ako v ženskej časti populácie. Rozdiely v jednotlivých krajoch v strednej dĺžke života pri narodení mužov dosahujú až 3 roky. U žien bol maximálny rozdiel necelé 2 roky. Rast strednej dĺžky života bude pokračovať [3].

4. Záver

Pri hľadaní východísk zo súčasného demografického vývoja, ktorého hlavným aspektom je starnutie je potrebné hľadať odpovede na niektoré základné otázky: Čo znamená žiť dlhšie? Znamená žiť dlhšie žiť lepšie? Sú spoločensky zlučiteľné/udržateľné dlhšie prežívanie a kratšia ekonomická aktivita? Aký bude dosah na regióny?

Starnúť začíname v okamihu svojho narodenia. Z pohľadu zachovania druhu je ale najdôležitejším úsekom života obdobie plodnosti, kedy je jednotlivец schopný odovzdať svoje genetické informácie ďalej. Zo spoločenského hľadiska má však pre ľudí zmysel žiť dlhšie, než je toto ohraničené obdobie. Starí ľudia sú prameňom skúseností, poznania, múdrosti a ich odovzdávaním mladším generáciám podmieňujú ďalší vývoj a život na kvalitatívne vyššej úrovni.

Na druhej strane však majú dôchodcovia všeobecne nižšie príjmy než ekonomicky aktívni ľudia, preto sú a budú vystavení väčšiemu riziku sociálneho vylúčenia a chudoby.

V súvislosti s regionálnym prístupom vzájomné pôsobenie medzi demografickým starnutím, meniacimi sa rodinnými štruktúrami, príjmami, modelmi zamestnanosti, migráciou, atď. majú za následok špecifické priestorové znaky.

To znamená, že sú potrebné nadnárodné, národné i regionálne plány a stratégie v súvislosti s fenoménom starnutia a to jednak charakteru ekonomického (pracovná sila, finančné zdroje, občianske/spoločenské úlohy starších ľudí,...) a jednak charakteru sociálneho (zabezpečovania bývania, infraštruktúr, poskytovanie služieb,...).

Spomínané stratégie boli už naznačené na úrovni EÚ v Zelenej knihe – Ako čeliť demografickým zmenám, nová solidarita medzi generáciami. Podľa tohto dokumentu by „pri čelení demografickým zmenám mala Európa sledovať tri hlavné priority:

- Objaviť cestu demografického rastu. (Musíme si položiť dve jednoduché otázky: akú dôležitosť prisudzujeme deťom? Želáme si dať rodinám v akejkolvek ich podobe také miesto v európskej spoločnosti, aké im prináleží?)
- Dbáť na rovnováhu medzi generáciami (v delbe času počas celého života, v rozdelení výsledkov rastu a v delbe potrieb financovania spojených s dôchodkami a so zdravím).
- Vytvoriť nový prechod medzi vekmi. (Mladí ľudia narážajú na pretrvávajúce ťažkosti so začlenením sa do práce. Narastajúci počet „mladých dôchodcov“ má záujem podieľať sa na sociálnom a ekonomickom živote. Štúdium sa predlžuje a „aktívni mladí ľudia“ chcú mať čas na deti. Tento vývoj posúva hranice a prechod medzi aktívnosťou a neaktívnosťou“ [4].

5. Literatúra

- [1] Kohler, H. P., F. C. Billari, J. A. Ortega. 2002. „The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s.“ *Population and Development Review* 28 (4): 641–680.
- [2] JURČOVÁ, D. 2002. Krátky slovník základných demografických pojmov. Bratislava, INFOSTAT, 2002. ISBN 80-85659-40-9.
- [3] Prognóza vývoja obyvateľstva za kraje Slovenskej republiky do roku 2025. Bratislava, ŠÚ SR, 2004.
- [4] Zelená kniha – Ako čeliť demografickým zmenám, nová solidarita medzi generáciami. KOM(2005) 94, marec 2005.

Adresa autora

Zuzana Podmanická, RNDr.
Štatistický úrad SR
Odbor štatistiky obyvateľstva
Miletičova 3
824 67 Bratislava
zuzana.podmanicka@statistics.sk

Vliv vybraných faktorů na vývoj spotřebitelských úvěrů v ČR Selected factors influence on consumer lending trend in the Czech Republic

Jitka Poměnková, Jana Šponerová

Abstract: Presented paper deals with verification of hypotheses about thickness and trend dependence of consumer lending bank market in Czech Republic. Respectively, whether increasing household consumer lending debt in Czech Republic is more influenced by the interest rate change or real earnings change with other factors effects indication which influence household debts.

Key words: consumer lending, real earning, household debt

Klíčové slová: spotřebitelský úvěr, reálná mzda, zadlužení domácností

1. Úvod

Bankovní sektor v České republice se v 90. letech minulého století věnoval především financování podnikové sféry a její privatizace a úvěry domácnostem tak dlouhá léta stály mimo pozornost finančníků. Se změnou vlastníků bank, často zahraničních, došlo následně i ke změně ve vývoji v této oblasti. Tyto změny se často týkaly způsobu zpracování úvěrů bankami a jejich poskytování klientům, kdy došlo zpravidla k zjednodušení zpracování a zvýšení dostupnosti. Nejen toto mělo za následek rostoucí trend poptávky po úvěrech. Mezi další faktory lze zařadit rostoucí životní úroveň, rozvoj bytové výstavby, změna životního stylu apd. Významný podíl na růstu poptávky domácností po spotřebním financování sehrála i reklama, prostřednictvím které získali potenciální klienti primární informace. Následkem tohoto dochází k růstu zadluženosti domácností. Poznamenejme, že meziročně se zvýšil objem úvěrů na bydlení o 35 % a objem spotřebitelských úvěrů o 27 %.

Důležitou roli v ekonomice země hrají domácnosti. Jejich hlavní úloha spočívá v tom, že svým spotřebitelským chováním, a tedy výdaji, ovlivňují ekonomický růst země. V České republice tvoří poměr výdajů domácností na HDP země zhruba 60 %. Z hlediska zadluženosti českých domácností hrají nejvýznamnější roli úvěry na bydlení. Jde o sumu úvěrů hypotečních a úvěrů ze stavebního spoření. Zpravidla jde o úvěry čerpané na bydlení, kdy je často financovaná nemovitost zastavena ve prospěch bank. Úvěry menších objemů jsou obvykle čerpány jako úvěry ze stavebního spoření bez zajištění nemovitostí a prostřednictvím účelových spotřebitelských úvěrů. Nejrizikovější jsou pro banky spotřebitelské úvěry. Podle Dvořáka (1997) spotřebitelské úvěry poskytují komerční banky a jsou to půjčky fyzickým osobám na financování jejich nepodnikatelských potřeb. Převládajícím znakem spotřebitelských úvěrů je standardizovaný průběh, což je nezbytné vzhledem k nižší průměrné částce úvěrů.

Cílem příspěvku je ověřit hypotézy o síle a směru závislosti bankovního trhu spotřebitelských úvěrů v České republice. A to, zda rostoucí zadlužení domácností bankovními spotřebitelskými úvěry v České republice je více ovlivněno změnou úrokových sazeb nebo změnou reálných mezd při naznačení nezanadbatelného vlivu ostatních faktorů, které zadlužení domácností ovlivňují.

2. Metodika

Pro posouzení oboustranné lineární závislosti mezi proměnnými je využito korelační analýzy, a to výběrového korelačního koeficientu a výběrového parciálního korelačního koeficientu. Výběrovým korelačním koeficientem r nazýváme výběrovou kovarianci dělenou součinem výběrových směrodatných odchylek, pokud jsou tyto výběrové směrodatné

odchylky kladné (Anděl, 1978). Zatímco výběrový korelační koeficient poukazuje na přímou nebo nepřímou závislost, výběrový parciální korelační koeficient vypovídá o závislosti mezi dvěma proměnnými při vyloučení vlivu vybraných proměnných (Hebák, J., Hustopecký, J., Malá, J.; 2005 str. 154). Jak Hebák, J., Hustopecký, J., Malá, J. (2005) uvádí, zkušenosti s používáním vícerozměrných statistických metod průkazně ukazují, že parciální korelační koeficienty mohou být užitečnými mírami síly lineární závislosti ve výše uvedeném smyslu i v případech, ve kterých výběrová data pocházejí z jiného než vícerozměrného rozložení.

Pro výpočet výběrového parciálního korelačního koeficientu je využit vztah

$$r_{YZ.X} = \frac{r_{YZ} - R_{Y.X}^T R^{-1} R_{Z.X}}{\sqrt{(R_{Y.X}^T R^{-1} R_{Y.X}) \cdot (R_{Z.X}^T R^{-1} R_{Z.X})}}, \quad R_{Y.X} = \begin{pmatrix} r_{Y.X_1} \\ \vdots \\ r_{Y.X_k} \end{pmatrix}, \quad R = \begin{pmatrix} 1 & r_{X_1 X_2} & \cdots & r_{X_1 X_k} \\ \vdots & & \ddots & \\ r_{X_k X_1} & & \cdots & 1 \end{pmatrix}, \quad (1)$$

kde R regulární, Y , Z jsou náhodné veličiny, $X = (X_1, \dots, X_k)$ je náhodný vektor a r_{YZ} , r_{YX_i} , $r_{X_i X_j}$, $i, j = 1, \dots, k$ jsou příslušné výběrové korelační koeficienty. Zjištěné korelační koeficienty budou testovány na statistickou významnost pomocí t-testu. Rovněž bude provedeno testování shody dvou korelačních koeficientů. Blíže Anděl (1978).

Pro formulaci vícerozměrné závislosti na zvolených faktorech bylo využito vícenásobného lineárního regresního modelu

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, n, \quad (2)$$

kde

$y = (y_1, \dots, y_n)^T$ náhodný vektor pozorování závislé proměnné,

$X = (\{x_{ij}\})$ matice pozorování nezávisle proměnných typu $(n, k+1)$; $n < k$, $t = 1, \dots, n$,
 $j = 1, \dots, k$

$\beta = (\beta_0, \dots, \beta_k)^T$ vektor neznámých parametrů,

$\varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)^T$ vektor náhodných chyb.

Pro odhad parametrů $\beta = (\beta_0, \dots, \beta_k)^T$ je využito metody nejmenších čtverců (OLS). Za předpokladu, že vektor náhodných chyb je normálně rozložen s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem, $E(\varepsilon_t) = 0$, $\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 > 0$, $t = 1, \dots, n$, je testována statistická průkaznost odhadnutých parametrů oboustranným t-testem a celková vhodnost modelu F-testem. Rovněž autokorelace reziduí je posuzována prostřednictvím Durbin-Watsonovy testové statistiky (Wooldridge, 2003).

3. Empirická část

Pro empirickou analýzu byly použity meziroční změny měsíčních hodnot v období 2002/1 – 2008/4 indexu spotřebitelské důvěry (SD), úvěrů domácnostem v mil. Kč (očištěno o inflaci, tj. o CPI) (U), index úrokové sazby z nových obchodů domácnostem (IR) (očištěno o inflaci, tj. o CPI) a index průmyslové výroby (očištěno o inflaci, tj. o CPI), tedy reálné mzdy v průmyslu (RM). Měsíční hodnoty byly voleny primárně z důvodu zajištění co největšího rozsahu souboru dat, kdy vzhledem k očištění dat formou výpočtu meziročních změn dochází ke zkracování datového souboru. Veškeré údaje jsou volně dostupné na portálu Eurostatu. Dále, vzhledem ke snaze o zajištění maximálního rozsahu souboru dat a k charakteru posttransformačního vývoje ekonomiky (strukturální zlomy, měnová krize 1997 apd.) bylo využito měsíčních hodnot analyzovaných ukazatelů. Z tohoto důvodu nebylo možné použít hodnot reálné mzdy, který je uváděn ve čtvrtletních nebo ročních hodnotách. Proto bylo využito alternativního ukazatele, kterým je vývoj reálné mzda v průmyslu. Autorky zde předpokládají významnou korelaci mezi oběma ukazateli.

Jako výchozí byla stanovena hypotéza „změna objemu bankovních spotřebitelských úvěrů není závislá na změně úrokové sazby“. Jako následující byla stanovena hypotéza

„změna objemu bankovních spotřebitelských úvěrů je více (těsněji) závislá na změně reálné mzdy a indexu spotřebitelské důvěry, než na změně úrokové sazby“. Pro dosažení stanovených hypotéz bylo využito v případě první hypotézy regresní analýzy (vícerozměrného lineárního regresního modelu využitého k identifikaci statisticky významných nezávislých proměnných), v případě druhé hypotézy korelační analýzy (výběrový korelační koeficient, výběrový parciální korelační koeficient). Pro obě stanovené hypotézy bylo využito rovněž statistického testování zjištěných ukazatelů, viz využití metody výše. V mikroekonomickém pojetí jsou základními parametry ovlivňující poptávku po bankovních spotřebitelských úvěrech cena, rozpočtové omezení, existence substitutů, očekávání ekonomických subjektů a reklama.

Bankovní spotřebitelské úvěry obyvatelstvu v celkové výši budou ve vícerozměrné regresní analýze závislou proměnnou (UD). Cenou bude chápána úroková sazba. Tedy, indexy průměrné úrokové sazby pro bankovní spotřebitelské úvěry. Rozpočtovým omezením bude v této studii chápána reálná měsíční mzda v průměru. Pro analýzu bude využito indexu reálné mzdy jako procentní změny podílu indexu průměrné hrubé měsíční nominální mzdy a indexu spotřebitelských cen za shodné období. Mezi další faktory, které mají vliv na poptávku po bankovních spotřebitelských úvěrech, řadíme existenci substitutů, parametry produktů konkurenčních bank, reklamu a faktor očekávání ekonomických subjektů. Jejich použitelnost je však pro účely této práce problematická, protože neexistuje odpovídající běžně dostupná metodika pro měření jejich vlivu.

V prvním kroku byl pomocí vícerozměrné regresní analýzy identifikován směr závislosti a statisticky významné proměnné. Výchozí tvar modelu

$$UD_t = b_0 + b_1 RM_t - b_2 IR_t + \varepsilon_t$$

byl označen jako „model 1“ a jeho odhad je:

$est(UD)$	=	0,0249	+ 0,0856 RM_t	- 0,0065 IR_t
		$SE=(0,0126)$	(0,0455)	(0,0186)
		$p\text{-value}=0,0514$	0,0514	0,7268
$n=75$		$R^2_{adj}=0,0168$	$F=1,64$ ($p\text{-value} = 0,2005$)	$d=0,3701$ ($p\text{-value} = 0,0000$).

Z uvedeného odhadu vyplývá, že proměnné úroková sazba je statisticky nevýznamná a model jako celek je také statisticky nevýznamný. Rezidua, testovaná na autokorelaci pomocí Durbin-Watsonovy d statistiky, vykazují pozitivní autokorelaci ($p\text{-value} = 0,0000 < 0,05$). Proto byl v následujících krocích model upraven. Odhad upraveného modelu označeného „model 2“ má tvar:

$$est(UD) = 0,1702RM_t$$

$$SE=(0,0082)$$

$$p\text{-value} = 0,0000$$

$$n=75 \quad R^2_{adj}=0,8508$$

$$d=0,3777 \quad F=427,66 \quad (p\text{-value} = 0,0000).$$

Z uvedeného odhadu je patrné, že statisticky významný vliv na proměnnou úspory domácností má reálná mzda v průměru. Ve srovnání s výchozím modelem je vypovídací schopnost upraveného modelu výrazně lepší (85 %), model jako celek je statisticky významný, proměnná zahrnutá do modelu je také statisticky významná. V případě reziduí ukazuje Durbin-Watsonova hodnota $d = 0,3777$ ($p\text{-value} = 0,0000$) na pozitivní autokorelaci. Problematika spotřebitelských úvěrů ukazuje na existenci vlivů (a tedy potenciálních nezávislých proměnných), jejichž použitelnost je pro účely této práce problematická, neboť neexistuje odpovídající běžně dostupná metodika pro měření jejich vlivu. Charakter těchto faktorů je většinou subjektivní. Příkladem může být sezónní reklama na dovolenou, pod jejímž vlivem se spotřebitelé rozhodují o čerpání úvěrů. Další možné řešení problému autokorelace reziduí je využití Cochran-Orcuttovy transformace (Wooldridge; 2003).

Výsledný regresní model po použití této metody sice odstranil autokorelaci reziduí, ale model jako celek nebyl statisticky významný stejně jako nebyla významná nezávislá proměnná. Proto zde výsledky nebudeme uvádět a problém autokorelace reziduí budeme řešit prostřednictvím rozšíření modelu o prvek náhodnosti.

Předpokládejme, že poptávka po spotřebitelských úvěrech je motivována spotřebou ekonomických subjektů. Dle Romera (2001; s. 337-338) lze v obecnosti říci, že v každém období je očekávaná spotřeba v příštím období rovna současné spotřebě. Toto implikuje, že změny ve spotřebě jsou nepredikovatelné a chovají se náhodně. V souvislosti s objemem čerpaných spotřebitelských úvěrů může být zmíněná náhodnost způsobena neočekávanými událostmi souvisejícími s nutností krytí krátkodobých nepředvídatelných výdajů či neočekávaných potřeb ekonomických subjektů. Podle definice očekávání lze pak toto chování popsat procesem náhodné procházky. Zapojíme-li mezi nezávisle proměnné proměnnou změny úvěrů domácností zpožděnou o jedno časové období vzad ($UD(-1)$), získáme následující odhad regresního modelu s označením „model 3“:

$$\begin{array}{rcl}
 est(UD) & = & 0,0268RM_t + 0,8335UD_{t-1} \\
 & & SE=(0,0123) \quad (0,0666) \\
 & & p\text{-value}=0,0329 \quad 0,0000 \\
 \hline
 & & F=726,61 \quad (p\text{-value} = 0,0000) \quad d=2,3286 \\
 & & n=75 \quad R^2_{adj}=0,9515
 \end{array}$$

Výše zmíněný odhad regresního modelu je statisticky průkazný, statisticky významný v proměnných s neautokorelovanými rezidui.

Při posuzování korelace mezi závislou proměnnou U versus nezávisle proměnnými RM a IR bylo uvažováno nulové zpoždění. Zpoždění vyšších řádů nebylo nutné zvažovat, neboť v případě čerpání spotřebitelského úvěru se spotřebitele rozhodují okamžitě na základě reálné mzdy i úrokové sazby. Spotřebitelské úvěry jsou specifické, snadno dostupné, svým charakterem odlišné například od hypotečních úvěrů. Spotřebitelé se zpravidla pro úvěr rozhodují rychleji, ve vztahu k například zmiňovanému hypotečnímu úvěru, a jeho čerpání je v podstatě okamžité v řádu několika dnů od zažádání o úvěr. Tato skutečnost souvisí s krátkodobým charakterem spotřebitelských úvěrů, které jsou primárně určeny pro krytí krátkodobého nedostatku finančních prostředků ekonomických subjektů. Zjištěné výsledky výběrové korelace uvádí následující tabulka.

Tabulka 3: Výběrové korelační koeficienty

<i>UD versus</i>	<i>RM</i>	<i>IR</i>	<i>UD(-1)</i>
<i>korelace</i>	0,2088	-0,0022	0,8225
<i>p-value</i>	(0,0722)	(0,9852)	(0,0000)

Z uvedené tabulky je patrné, že významnější vliv na spotřebitele ve smyslu čerpání úvěrů má indexem reálné mzdy dříve, než úroková sazba. Rozhodování spotřebitele není ovlivňováno úrokovou sazbou. Porovnáme-li zjištěné hodnoty korelačních koeficientů s parciálními korelačními koeficienty (Tabulka 2, I. část), můžeme konstatovat, že se v případě reálné mzdy v průmyslu koeficienty významně nezměnily. Tedy, korelaci reálné mzdy i úvěrů domácností očištěnou o vliv inflace a neočištěnou lze ze statistického hlediska považovat za shodné a vliv úrokové sazby není tedy zásadní. Dodejme, že hodnoty korelačních koeficientů jsou pro tuto analýzu chápány z hlediska vzájemného porovnání a rozlišení pozitivní/negativní korelace. Z hlediska statistické analýzy můžeme vypočtené hodnoty koeficientů považovat v případě spotřebitelských úvěrů a reálné mzdy za slabě závislé, v případě spotřebitelských úvěrů a úrokové sazby za nezávislé.

Využijeme-li výsledků korelační a parciální korelační analýzy jako doplnění výsledků regresní analýzy modelu 2, pak lze konstatovat, že nejvýznamnější vliv na čerpání úvěrů domácností, ve smyslu změn oproti předchozímu období, má změna reálné mzdy v průmyslu

($r = 0,2075$). Úroková sazba se jeví celkově jako nevýznamná ($r = -0,041$). Protože regresní model 3 obsahuje jako nezávislou proměnnou změnu úvěrů domácností zpožděnou o jedno období vzad (pro jednoduchost označenou jako $UD(-1)$) a změnu reálných mezd v průmyslu (RM), byla parciální korelace posuzována mezi proměnnými UD , $UD(-1)$, očištěná o vliv RM a mezi UD , RM očištěná o vliv $UD(-1)$. Z tabulky 2, II. části vyplývá, že parciální korelace mezi proměnnými UD , $UD(-1)$ očištěná o vliv RM ($r = 0,8153$) dosahuje ze statistického hlediska stejné hodnoty jako v případě výběrové korelace (Tabulka 1, $r = 0,8225$), tedy silné pozitivní závislosti. V případě změny reálných mezd v průmyslu a při porovnání I. a II. části Tabulky 2 vidíme, že úroková sazba IR nemá významný vliv na parciální korelaci mezi UD a RM ($r = 0,2075$) neboť při jejím porovnání s výběrovou korelací se její hodnota nezměnila ($r = 0,2088$; tabulka 1). Jiná situace nastává v případě zpožděné proměnné $UD(-1)$. Pokud proměnné UD a RM očištíme o vliv zpožděné proměnné $UD(-1)$, dojde ke snížení hodnoty korelace mezi proměnnými (tabulka 1, $r = 0,2088$; tabulka 2, $r = 0,0947$) a to směrem k nezávislosti obou posuzovaných ukazatelů. Poznamenejme, že výběrová korelace mezi proměnnými $UD(-1)$ a RM dosahuje hodnoty $r = 0,1896$ ($p\text{-value} = 0,1032$), tedy je statisticky nevýznamná i na 10% hladině významnosti.

Tabulka 2: Parciální korelační koeficienty

I. část	UD	RM	IR	II. část	UD	RM	UD(-1)
UD	1			UD	1		
RM	0,2075	1		RM	0,0947	1	
IR	-0,041	0,1933	1	UD(-1)	0,8153	0,0321	1

Využijeme-li zjištěných poznatků pro upřesnění interpretace modelu 3, pak změna reálné mzdy v průmyslu má na změnu čerpání spotřebitelských úvěrů menší vliv, než změna čerpání spotřebitelských úvěrů v předchozím období, přičemž změna čerpání spotřebitelských úvěrů závisí jak na změně reálné mzdy v průmyslu, tak na změně čerpání spotřebitelských úvěrů v předchozím období.

4. Závěr

Cílem příspěvku bylo ověřit hypotézy vlivu definovaných faktorů, reálné mzdy a úrokové sazby, na spotřebitelské úvěry v České republice. Tedy, zda rostoucí zadlužení domácností bankovními spotřebitelskými úvěry v České republice je ovlivněno změnou úrokových sazeb nebo změnou reálných mezd v průmyslu. V souvislosti s cílem byly zkoumány dvě hypotézy. Jako výchozí byla stanovena hypotéza „změna objemu bankovních spotřebitelských úvěrů není závislá na změně úrokové sazby“. Jako následující byla stanovena hypotéza „změna objemu bankovních spotřebitelských úvěrů je více (těsněji) závislá na změně reálné mzdy v průmyslu a indexu spotřebitelské důvěry, než na změně úrokové sazby“.

Pomocí regresní analýzy, která byla využita pro první hypotézu, bylo zjištěno, že změna úrokové sazby neovlivňuje změnu úvěrů domácností. Výše zmíněné tvrzení bylo empiricky prokázáno regresním modelem 2. Tento model byl následně, z důvodů autokorelovanosti reziduí, na základě ekonomické teorie rozšířen o prvek náhodnosti, kterým byla zpožděná proměnná změny úvěrů domácností o jedno období. Jak analýza ukázala, úroková sazba ani v tomto případě neovlivní čerpání spotřebitelských úvěrů. Dále lze říci, že při identifikaci faktorů, které mají vliv na závislou proměnnou, v našem případě změnu úvěrů domácností, se jako statisticky významné jeví změna reálné mzdy v průmyslu a změna úvěrů domácností zpožděná o jedno období.

V případě druhé hypotézy, která se zabývala analýzou těsnosti závislosti, z analýzy vyplynulo, že změna úvěrů domácností je nezávislá s úrokovou sazbou, a tedy spotřebitele významně neovlivňuje. Jako ovlivňující faktory byly zjištěny změna reálné mzdy v průmyslu a změna úvěrů domácností zpožděná o jedno období. při podrobnějším zkoumání pomocí

parciálních korelací bylo dále rozlišeno, že těsnější závislost lze pozorovat mezi změna úvěrů domácností zpožděná a změna úvěrů domácností zpožděná o jedno období, než změnou reálné mzdy v průmyslu.

Předkládaný příspěvek vznikl za podpory výzkumného záměru „Česká ekonomika v procesech integrace a globalizace a vývoj agrárního sektoru a sektoru služeb v nových podmínkách evropského integrovaného trhu“.

5. Literatura

- [1] ANDĚL, J. 1978. Matematická statistika. SNTL/ALFA, Praha 1978.
- [2] HEBÁK, J., HUSTOPECKÝ, J., MALÁ, J. Vícerozměrné statistické metody (2). Informatorium, Praha 2005. ISBN 80-7333-036-9
- [3] HUŠEK, R. 1995. Základy ekonometrické analýzy I.: Modely a metody. 1. vyd. Praha: VŠE, 1995. 225 s. ISBN 80-7079-102-0.
- [4] ROMER, D. (2001) Advanced macroeconomic. Published by McGraw-Hill/Irwin company, 2001, 651 s., ISBN 0-07-231885-4
- [5] ŠPONEROVÁ, J. 2008. Zhodnocení vývoje trhu spotřebitelských úvěrů v ČR, Diplomová práce, PEF MZLU, 2008, 62s.
- [6] WOOLDRIDGE, J. M. 2003. Introductory Econometrics: A modern approach. Ohio 2003, 863 s., ISBN 0-324-11364-1.
- [7] http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=1090,30070682,1090_33076576&_dad=portal&_schema=PORTAL

Adresa autorov:

Jitka Poměnková, RNDr., Ph.D
Ústav financí, PEF MZLU
Zemědělská 1
613 00 Brno
pomenka@mendelu.cz

Jana Šponerová, ing.
Ústav financí, PEF MZLU
Zemědělská 1
613 00 Brno
jana.sponerova@seznam.cz

Analýza rozvoja slovenských regiónov z makroekonomického hľadiska The Analysis of the Development of Slovak Regions: A Macroeconomic Aspect

Artan Qineti, Eva Matejková

Abstract: The objective of this paper is the analysis of macroeconomic aspects of regional development in the Slovak Republic. In the pre-accession period, Slovak regions had the opportunity of benefiting from pre-accession funds. The EU support did not stop with the accession, it continues with increasing intensity and variability nowadays. The real challenge is how efficiently this support is used. For the purposes of the identification of regional development tendencies we have tried to analyze selected macroeconomic characteristics for Slovak regions at NUTS III level. We analyze the following indicators: GDP per capita, labour productivity, foreign direct investment. We use cluster analysis approach in order to specify and identify regions with similar development characteristics. Based on our findings we make some recommendations on support and development strategies for Slovak regions.

Key words: regional development, macroeconomics, Slovak regions, NUTS III, GDP, unemployment, labour productivity, foreign direct investment.

Kľúčové slová: regionálny rozvoj, makroekonomika, slovenské regióny, NUTS III, HDP, nezamestnanosť, priame zahraničné investície, pridaná hodnota.

1. Úvod

Devätnásť rokov po páde komunizmu a štyri roky po vstupe do Európskej Únie, sa Slovensko nachádza na kvalitatívne inom stupni socio-ekonomického rozvoja. Sprievodnými javmi tohto vývoja sú stále sa zvyšujúci štandard životnej úrovne, znížená nezamestnanosť a vysoké tempo rastu národného hospodárstva. Na druhej strane, nedá sa povedať, že z úspešného priebehu transformácie a z prosperity vyplývajúcej z reforiem získavajú všetci rovnako. V analyzovanom období žiaľ vznikli disparity medzi rôznymi spoločenskými skupinami alebo regiónmi Slovenska. Regionálny rozvoj patrí medzi obľúbené témy rôznych socio-ekonomických výskumov v súčasnosti. Pojem rozvoj je ťažké presne definovať. Množstvo autorov sa nezhoduje na jednoznačnej definícii daného pojmu (Sachs, 1989; Maier - Todtling, 1998; Nohlen and Nuscheler, 2002, Maier, Todtling 1998). Ekonomický rast predstavuje expanziu potenciálneho HDP krajiny alebo národného outputu. Inak povedané, k ekonomickému rastu dochádza vtedy, keď sa hranica produkčných možností (PPF) krajiny posúva smerom von. Je úzko spojený s pojmom miery rastu outputu na jedného obyvateľa určujúcej tempo, akým rastie životná úroveň danej krajiny. (Samuelson, Nordhaus, 2000). Ekonómovia analyzujúci rast zistili, že hybná sila ekonomického pokroku spočíva na rovnakých štyroch kolesách bez ohľadu na to, či ide o bohatú alebo chudobnú krajinu. Týmito štyrmi kolesami alebo faktormi rastu sú: 1. ľudské zdroje; 2. prírodné zdroje; 3. tvorba kapitálu; 4. technológia (Samuelson a Nordhaus, 2000). Mnohí ekonómovia sú presvedčení, že kvalita inputov práce – kvalifikácia, znalosti a disciplína pracovnej sily – je jediným a najdôležitejším prvkom ekonomického rastu (Samuelson a Nordhaus, 2000; Frank a Bernanke, 2003). Niektorí ekonómovia tvrdia, že práve technológie a technologický pokrok sú tým najdôležitejším zdrojom rastu (Frank a Bernanke, 2003). Mnohé krajiny strednej a východnej Európy po roku 1989 sa snažili substituovať nedostatok domácich kapitálových zdrojov zahraničným kapitálom a to väčšinou vo forme priamych zahraničných investícií (PZI). (Sojková, Kropková, Benda, 2008; Bielik, Juríček, Kunová, 2007).

2. Cieľ a metodika

Cieľom článku je analyzovať regionálny rozvoj v Slovenskej republike z hľadiska makroekonomických aspektov. Najväčšou výzvou pre slovenské regióny je čo najefektívnejšie využiť túto podporu predovšetkým tými, ktorí ju najviac potrebujú. Pri identifikácii tendencií v regionálnom rozvoji sme analyzovali nasledovné vybrané makroekonomické ukazovatele regiónov SR na úrovni NUTS III.

Údajovú základňu realizovaných analýz tvorili údaje čerpané z regionálnych databáz ŠÚ SR. Vychádzali sme z členenia regiónov do NUTS III, t.j. regiónom označujeme jednotlivé kraje SR. Kraje sme hodnotili z hľadiska nasledovných makroekonomických indikátorov :

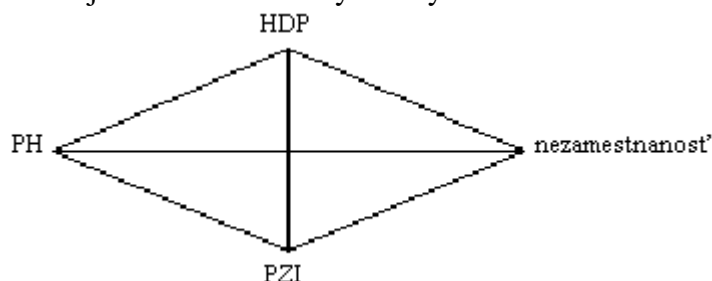
- ✓ regionálny HDP uvádzaný v mil. USD v PKS
- ✓ nezamestnanosť vyjadrená mierou nezamestnanosti v %
- ✓ priame zahraničné investície (PZI), ktoré predstavujú stav priamych zahraničných investícií k 31. 12. v mil. Sk
- ✓ pridaná hodnota (PH) vypočítaná z hrubej pridanej hodnoty v bežných cenách v mil. Sk prepočítaná na 1 pracovníka

Analýzy boli realizované za rok 2005, ktorý bol posledný prístupný rok v regionálnych databázach.

Dosiahnutie úloh zakotvených v cieľi bolo realizované predovšetkým pomocou metód viacrozmernej štatistickej klasifikácie: zhlukovej analýzy. Použitie zhlukovej analýzy spočívalo v zoskupení krajov tak, aby regióny patriace do jednej skupiny (zhluku) si boli "čo najviac podobné" (vnútroskupinová variabilita bola čo najmenšia), zatiaľ čo krajiny pochádzajúce z rôznych skupín (zhlukov) si majú byť "čo najviac nepodobné, rôzne" (medziskupinová variabilita bola čo najväčšia) Kejkula (1979) z hľadiska analyzovaných ukazovateľov.

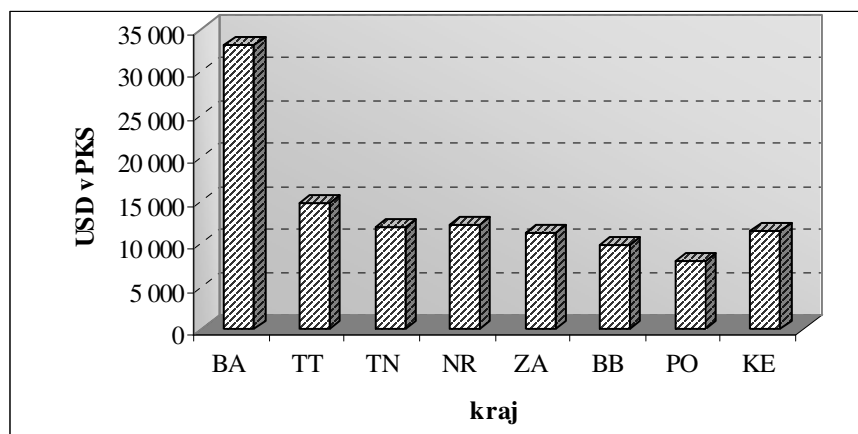
Pri vytváraní zhlukov sme vychádzali z metódy najvzdialenejšieho suseda, pričom sme zoskupovali kraje do troch zhlukov. Daný počet bol na základe logického posúdenia ako aj na základe matematického výpočtu stanovený ako optimálny.

Pri analýze sme využili aj jeden z grafických výstupov STATGRAPHICS-u ➤ SUN RAY ➤ grafy, ktoré sú znázornené na obrázku 1. Systém kreslí pre každý kraj "hviezdicu", ktorá sa skladá z paprskov spájajúcich sa do spoločného bodu a úsečiek medzi paprskami, ktoré tvoria polygón. Počet paprskov zodpovedá počtu skúmaných ukazovateľov. Stred každého paprsku predstavuje priemer daného indikátora. Body, ktoré sú znázornené na praprskoch a ktoré sú následne pospájané do pologónu, predstavujú hodnoty ukazovateľa v danom regióne. Porovnanie tvarov týchto polygónov slúži k samostatnému vizuálnemu posúdeniu podobnosti krajov na základe analyzovaných indikátorov.



Obrázok 10: Kľúč ku SUN RAY grafom

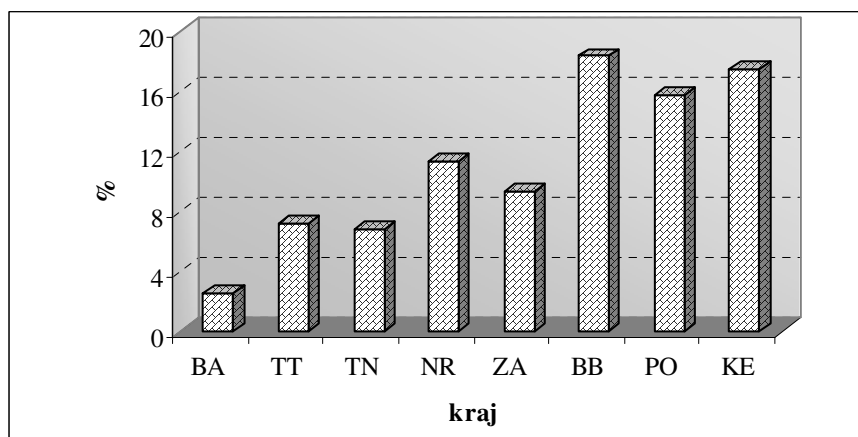
Prvým analyzovaným ukazovateľom bol hrubá domáci produkt (HDP), ktorý je prezentovaný na obrázku 2.



Obrázok 2: HDP v slovenských regiónoch v roku 2005

Ako vyplýva z obrázku 2 najvyššia úroveň HDP bola v roku 2005 v najrozvinutejšom regióne Slovenska - v Bratislavskom kraji, v ktorom HDP prevyšuje v poradí druhý región (TT) o 127% a najslabší región až o 316%.

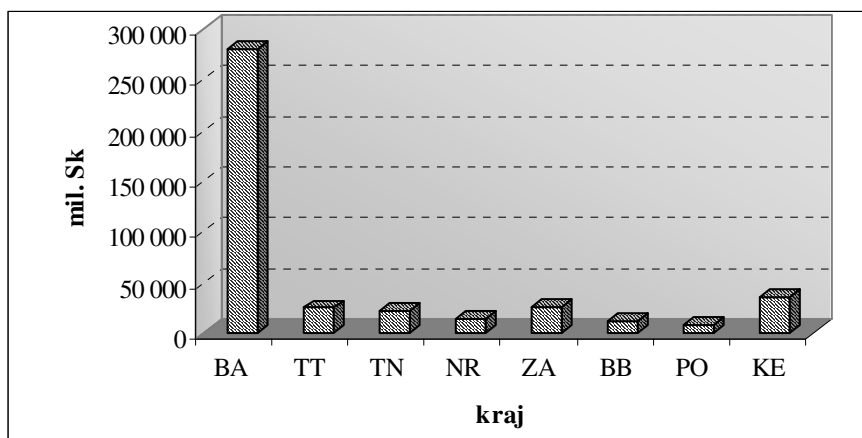
Z hľadiska nezamestnanosti (obrázok 3) bola situácia opačná. Najvyššou nezamestnanosťou sa vyznačovali regióny na východe republiky. Najvyššia nezamestnanosť bola v roku 2005 vykázaná v BB (18,32%), v KE (17,5%) a PO (15,77%). Najmenej nezamestnaných bolo v BA kraji, v kraji s najväčšími pracovnými možnosťami. Nezamestnanosť bola na úrovni 2,6%.



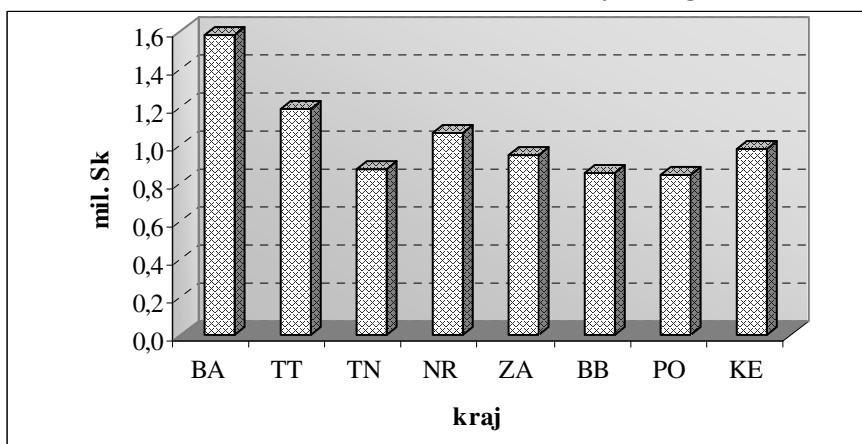
Obrázok 3: Miera nezamestnanosti v slovenských regiónoch v roku 2005

Podľa stavu priamych zahraničných investícií (obrázok 4) bola v roku 2005 diametrálne odlišná situácia v BA kraji od ostatných krajoch Slovenska. Najviac zahraničných investícií smerovalo do krajov s najväčšími a pre investorov najatraktívnejšími mestami SR (Bratislava, Košice). Aj napriek tomu, že PZI v KE kraji boli na druhej pozícii, v porovnaní s BA krajom investície v tomto kraji predstavovali len necelých 13%.

Posledným skúmaným ukazovateľom bola pridaná hodnota na pracovníka (obrázok 5). Podľa tohto makroekonomického indikátora nebol rozdiel medzi regiónmi až taký výrazný. Opäť najlepšia situácia bola v BA kraji. Rozdiel medzi najlepším (BA) a najslabším (PO) regiónom bol 0,73 mil. Sk na pracovníka (o 87%).

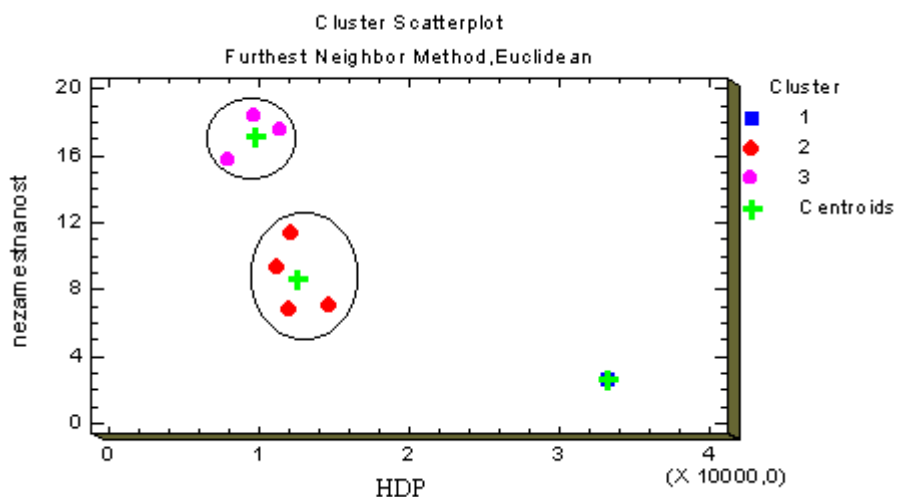


Obrázok 4: Priame zahraničné investície v slovenských regiónoch v roku 2005

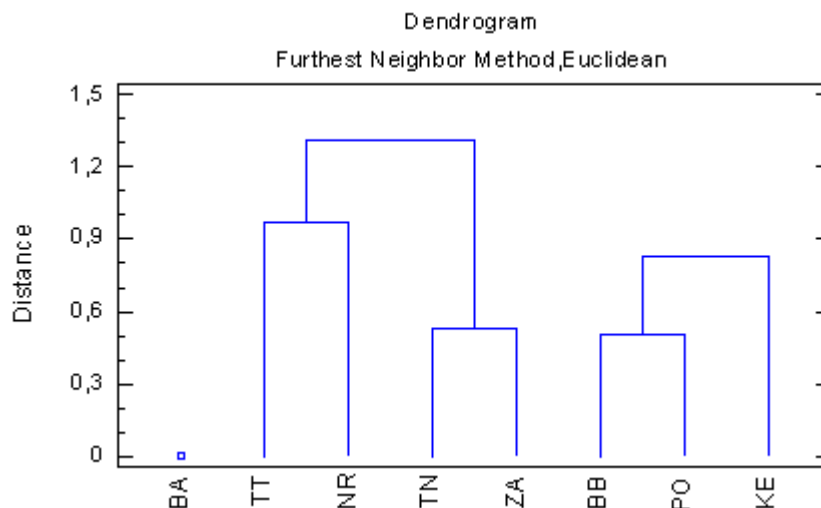


Obrázok 5: Pridaná hodnota na pracovníka v slovenských regiónoch v roku 2005

V ďalších analýzach sme posudzovali podobnosť, resp. rozdielnosť regiónov z hľadiska vyššie skúmaných ukazovateľov. Výsledkom viacrozmernej štatistickej klasifikácie bolo vytvorenie 3 relatívne rovnorodých skupín (zhlukov regiónov), ktoré sú za dva sledované ukazovatele – HDP a nezamestnanosť znázornené na obrázku 6.



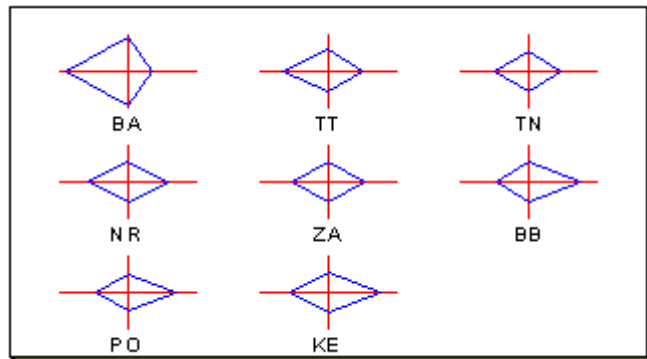
Obrázok 6: Zhluky regiónov z hľadiska HDP a nezamestnanosti
Proces tvorby jednotlivých skupín je znázornený na dendrograme (obrázok 7).



Obrázok 7: Dendrogram

Z dendrogramu vyplýva, že v prvom kroku zhľukovania boli spojené dva kraje: BB a PO, t. j. tieto dva kraje si boli z hľadiska uvažovaných indikátorov najviac podobné. Nasledovalo spojenie TN a ZA kraja. V ďalšom kroku sa KE kraj priradil ku skupine krajov BB a PO a vytvorili spoločnú skupinu. Nasledovalo spojenie TT a NR krajov, ktoré sa v ďalšom kroku pripojili ku skupine TN a ZA kraja a spolu vytvorili druhý zhľuk krajov. Tretí zhľuk bol tvorený jedným krajom (BA), ktorý sa vo všetkých ukazovateľoch odlišuje od ostatných regiónov – BA.

Podobnosť, resp. rozdielnosť medzi kraji možno posúdiť aj na základe SUN RAY grafu, ktorý sa nachádza na obrázku 8. Čím viac sú si polygóny jednotlivých krajov podobné z hľadiska tvaru, tým skôr sa budú dané kraje nachádzať v spoločnej skupine (zhľuku).



Obrázok 8: SUN RAY graf

Výsledky zhľukovej analýzy prezentuje tabuľka 1, v ktorej okrem zloženia a počtu krajov v zhľukoch sa nachádza aj percentuálne zastúpenie jednotlivých krajov.

Tabuľka 4: Výsledok zhľukovej analýzy: informácie o zhľukoch

zhľuk	Počet regiónov	%	kraje	HDP	nezamestnanosť	PZI	PH
1	1	12,50	BA	33 124,0	2,6	279 441	1,58
2	4	50,00	TT, TN, NR, ZA	12 438,5	8,7	21 508	1,02
3	3	37,50	BB, PO, KE	9 706,0	17,2	18 313	0,89

Ako dokumentujú tabuľky 1 prvý zhľuk bol tvorený BA krajom, pre ktorý je charakteristická najvyššia úroveň HDP, PZI a PH. Nezamestnanosť ako už bolo spomínané vyššie je na najnižšej úrovni.

Druhý zhľuk bol tvorený 4 kraji: TT, TN, NR a ZA. Kraje tohto zhľuku boli na nižšej úrovni oproti BA kraju, ale v porovnaní s 3 zhľukom predstavujú predsa len rozvinutejšie regióny Slovenska. Najväčší rozdiel oproti BA regiónu bol z hľadiska PZI, ktoré sú v týchto

regiónov na oveľa nižšej úrovni.

V treťom zhluku sa nachádzali 3 kraje na východe krajiny: PO, KE a BB. Kraje v tomto zhluku predstavujú najzaostalejšie regióny Slovenska s najvyššou nezamestnanosťou, najnižším HDP, PZI a PH.

3. Záver

Regionálna a rozvojová politika vlády na Slovensku musí uprednostňovať menej rozvinuté regióny z tretieho zhluku (PO, KE a BB). Prioritou musia byť investície cez EUROFONDY, v oblasti infraštruktúry, verejných investícií a ľudského kapitálu. Regióny patriacich do druhého zhluku musia byť podporované v menšom rozsahu a tak, aby mohli vyťažiť z dynamického rozvoja Bratislavy. Aj v tomto prípade sa musí klásť dôraz na kvalitu ľudského kapitálu. Centrálna vláda a orgány samosprávy sa musia snažiť, aby PZI boli nasmerované aj do regiónov patriacich do 3. zhluku. Propagácia pozitívnych stránok a osveta spomenutých regiónov, investície do ich infraštruktúry a iné podobné programové kroky by mohli pritiahnuť viac PZI v týchto menej rozvinutých regiónoch. Zvláštnu pozornosť treba venovať obchodnej výmene medzi týmito regiónmi ako aj ich susediacimi štátmi, ktoré nie sú členmi EÚ ako napríklad Ukrajina, ktorá práve susedí s menej rozvinutými regiónmi Slovenska. Ďalej, kohézne a sociálne fondy EÚ sa musia využiť na zlepšenie kvalifikácie pracovnej sily, kvality ľudského kapitálu, zatraktívnenia regiónov (hlavne vidieckych) pre mladých ľudí a otvoriť týmto spôsobom cestu k zvýšeniu produktivity práce a v dôsledku toho aj životnej úrovne.

4. Literatúra

- [1] BIELIK, P., JURÍČEK, P., KUNOVÁ, D. 2007: The comparison of agricultural support in the oecd and the eu countries from the perspective of economic globalization processes. agricultural economics, č. 53, 2007, s 339-349, ISSN 0139-570X.
- [2] FRANK, R.H. AND BERNANKE, B.S.: EKONOMIE, GRADA PUBLISHING, PRAGUE 2003, ISBN 80-247-0471-4, 803 s.
- [3] KEJKULA, J.: PŘEHLED HLAVNÍCH METOD SHLUKOVÁNÍ A MOŽNOSTI VYUŽITÍ SHLUKOVEJ ANALÝZY. STATISTIKA, 1979, Č. 12, STR. 411-432. (A REVIEW OF MAIN CLUSTER APPROACHES AND THE POSSIBILITIES OF THEIR IMPLEMENTATION).
- [4] MAIER, G.- TÖDTLING, F.: REGIONÁLNA A URBANISTICKÁ EKONOMIKA 2, ELITA BRATISLAVA, 1998, ISBN 80-8044-049-2.
- [5] ROMER, P.M. : INCREASING RETURNS AND LONG RUN GROWTH, JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY, ROČ..94, s.1002-37.
- [6] SAMUELSON, P.A. – NORDHAUS, W.D. : EKONÓMIA, ELITA BRATISLAVA, 2000, ISBN 80-8044-059-X
- [7] SOJKOVÁ, Z., KROPKOVÁ, Z, BENDA, V.: SLOVAK AGRICULTURAL FARMS IN DIFFERENT REGIONS – COMPARISON OF EFFICIENCY. AGRICULTURAL ECONOMICS, ROČ. 54, 2008, s 158-166, ISSN 0139-570X.
- [8] SOLOW R.M. : TECHNICAL PROGRESS, CAPITAL FORMATION AND ECONOMIC GROWTH, THE AMERICAN ECONOMIC REVIEW, ROČ.3, 1962.

Adresa autora (-ov):

Artan Qineti, Ing. PhD.
SPU v Nitre, FEM, KE
Tr. A. Hlinku 2
949 76 Nitra
qineti@yahoo.com

Eva Matejková, Ing. PhD.
SPU v Nitre, FEM, KŠOV
Tr. A. Hlinku 2
949 76 Nitra
Eva.Matejková@fem.uniag.sk

Priestorový aspekt zamestnanosti v technologicky náročných sektoroch Spatial aspect of the employment in high technology sectors

Beáta Stehlíková

Abstract: High technology sectors are key drivers for economic growth, productivity and welfare, and are generally a source of high value added and well-paid employment. In 2004, almost 20 million people were employed in all high technology sectors. In the paper the spatial aspect of the employment in high technology sectors is analysed on country and NUTS 2 level using Moran coefficient.

Key words: employment, high technology sector, Moran coefficient, EU

Kľúčové slová: zamestnanosť, technologicky náročný sektor, Moranov koeficient, EÚ

1. Úvod

Šikulová (2004) uvádza, že krajiny produkujúce technologicky a poznatkovo náročné tovary a služby sú schopné zvyšovať svoj podiel na rastúcich náročných trhoch a prostredníctvom vyšších cien produkcie dosahovať vyššie dôchodky v relácii k jednotlivým výrobným faktorom. Zisťovanie technologickej a poznatkovej náročnosti ekonomiky v porovnaní so štátmi na základe zamestnanosti v technologicky náročnom sektore poskytuje objektívny pohľad na danú problematiku, pretože výsledky analýzy nie sú ovplyvnené kurzovými a cenovými diferenciami medzi jednotlivými krajinami. V zásade však podiel zamestnanosti v technologicky náročnom sektore ekonomiky predstavuje len istý predpoklad pre dosiahnutie vyššieho ekonomického efektu. Rozhodujúce je, či sa zároveň darí vytvárať aj vyšší podiel pridanej hodnoty v tomto sektore, konštatuje Gabrielová (2005).

2. Materiál a metódy

Zamestnanosť v technologicky náročných sektoroch v jednotlivých územných celkoch je ovplyvňovaná tiež zamestnanosťou v bezprostrednom aj vzdialenejšom okolí. Kladná priestorová autokorelácia znamená, že podobné hodnoty skúmanej premennej sú v priestore zoskupené vedľa seba. Negatívna priestorová autokorelácia znamená, že vedľa seba sú zoskupené rôzne hodnoty skúmanej premennej. Neexistencia priestorovej autokorelácie znamená, že hodnoty skúmaného javu sa vyskytujú v priestore náhodne. Pre kvantifikáciu priestorovej autokorelácie bol použitý Moranov koeficient I

$$I = \frac{n}{2A} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1: j \neq i}^n \delta_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2},$$

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 skúmaného znaku. Ak sa hodnota Moranovho koeficienta 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. Štatistická preukaznosť Moranovho koeficienta bola testovaná pomocou 9 999 simulácií (Stehlíková, 2005). Pri výpočtoch bol použitý software GeoDa.

Podľa dvojmiestnej odvetvovej klasifikácie ekonomických činností je zaradenie jednotlivých odvetví do skupín podľa ich technologickej a poznatkovej náročnosti nasledovné. V rámci spracovateľského priemyslu sa za stredne vysoké technológie považujú

chemikálie a vlákna, všeobecné strojárstvo, elektrické stroje a prístroje, motorové vozidlá, ostatné dopravné prostriedky. Za vysoké technológie sa považujú kancelárske stroje, rádiové, TV a komunikačné zariadenia a prístroje, zdravotnícke, presné a optické prístroje. Poznatkovo náročné služby v sektore služieb sa považujú pošta a telekomunikácie, počítačové a súvisiace činnosti, výskum a vývoj. Poznatkovo náročné trhové služby sú vodná a letecká doprava, činnosti v oblasti nehnuteľnosti, prenájom strojov a zariadení, iné obchodné služby. Poznatkovo náročné finančné služby sú finančné sprostredkovanie bez poistenia, poistenie bez povinného sociálneho zabezpečenia, pomocné finančné aktivity. Iné poznatkovo náročné služby sú školstvo, zdravotníctvo a sociálna pomoc, rekreačné, kultúrne a športové činnosti.

Pri výpočtoch boli použité údaje za rok 2004 z databázy Eurostatu a ILO.

3. Výsledky a diskusia

Podiel zamestnanosti v ekonomických činnostiach produkujúcich vysoko technologicky a poznatkovo náročné tovary v štátoch Európskej únie nevykazuje priestorovú autokoreláciu. Tento podiel je extrémne vysoký iba na Malte (4,04 percent), druhý najvyšší je v Írsku (2,72 percent). V ostatných štátoch je pod úrovňou dvoch percent. Podiel zamestnanosti v ekonomických činnostiach produkujúcich pomocou stredne vysokých technológií tiež nevykazuje priestorovú autokoreláciu. Najvyšší podiel vykazuje Nemecko (9,39 percent) a Česká republika (7,71 percent). Podiel zamestnanosti v poznatkovo náročných službách v štátoch Európskej únie vykazuje priestorovú autokoreláciu.

Tabuľka 1: Výsledok testovania priestorovej autokorelácie v štátoch EÚ 25

Ukazovateľ	Moranov koeficient	P-hodnota	Stredná hodnota	Priemer	Štandardná odchýlka
Produkcia pomocou vysokých technológií	-0,0206	0,5446	-0,0417	-0,0322	0,1661
Produkcia pomocou stredne vysokých technológií	0,2059	0,0886	-0,0417	-0,0386	0,1783
Poznatkovo náročné služby	0,5666	0,0005	-0,0417	-0,0386	0,1802

Zdroj: Vlastné výpočty podľa údajov Eurostatu a ILO

Slovensko patrí medzi štáty s vysokým podielom zamestnanosti (6,99) v činnostiach produkujúcich pomocou stredne vysokých technológií a mierne nadpriemerným podielom zamestnanosti (1,58) v činnostiach produkujúcich pomocou vysokých technológií. Slovenská republika však nedosahuje z hľadiska zamestnanosti parametre EÚ ani v jednej zo skupín sektora služieb. Podstatne nižší je najmä podiel zamestnanosti v poznatkovo vysoko náročných trhových službách (2,31 percent). Devätnásť štátov ju má vyššiu. Najvyššiu ju má Švédsko (4,75 percent) a Fínsko (4,57 percent). Podiel zamestnanosti v poznatkovo náročných trhových službách vykazuje v štátoch Európskej únie priestorovú autokoreláciu ($I = 0,566$, $P = 0,0005$). Významným faktorom úspešnosti podnikov je efektívne poskytovanie a využívanie poznatkovo náročných služieb.

Medzera medzi podielom zamestnanosti v sektore poznatkovo náročných služieb u nás a v štátoch EÚ je prejavom celkove nižšej technologickej úrovne našej ekonomiky. Pri nízkej inovačnej aktivite podnikov SR, nízkych výdavkoch na výskum a vývoj, malej podpore výskumných a inovačných aktivít zo strany štátu, chýba impulz na intenzívnejší rozvoj poznatkovo náročných služieb. Ďalším dôvodom je skutočnosť, že firmy z vyspelých ekonomík presúvajú do krajín s nižšou mzdovou úrovňou predovšetkým tie fázy produkcie, ktoré sú náročné na ľudskú prácu. Veľká časť poznatkovo náročných služieb súvisiacich

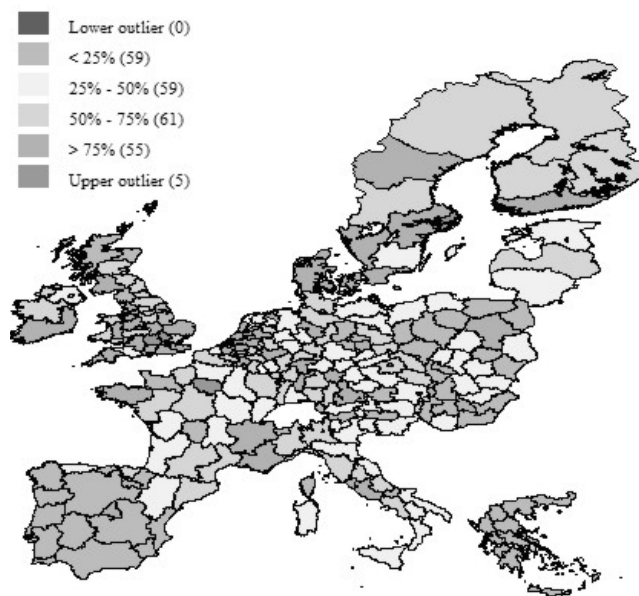
s produkciou zostáva pritom v materskej krajine, konštatuje Gabrielová (2005) odvolávajúc sa na World Investment Report (2004).

Podiel zamestnanosti v ekonomických činnostiach produkujúcich technologicky a poznatkovo náročné tovary v štátoch Európskej únie na úrovni NUTS 2 vykazuje výraznú priestorovú autokoreláciu ($I = 0,3964$, $P = 0,0010$). Prevládajú oblasti s vysokým podielom zamestnanosti v ekonomických činnostiach produkujúcich technologicky a poznatkovo náročné tovary. Tri oblasti majú extrémne vysoký podiel – dve v Maďarsku (5,34 a 4,30 percent) a jedna v Nemecku (4,21 percent). Podiel zamestnanosti v ekonomických činnostiach produkujúcich pomocou stredne vysokých technológií vykazuje tiež priestorovú autokoreláciu ($I = 0,5370$, $P = 0,0010$). Na území štátov existuje osem oblastí s extrémne vysokým podielom zamestnanosti v činnostiach produkujúcich pomocou stredne vysokých technológií. Podiel zamestnanosti v poznatkovo náročných službách vykazuje priestorovú autokoreláciu ($I = 0,2952$, $P = 0,0012$). Na území štátov EÚ existuje päť oblastí s extrémne vysokým podielom zamestnanosti v činnostiach produkujúcich pomocou stredne vysokých technológií.

Tabuľka 2: Výsledok testovania priestorovej autokorelácie v štátoch EÚ 25 na úrovni NUTS 2

Ukazovateľ	Moranov koeficient	P-hodnota	Stredná hodnota	Priemer	Štandardná odchýlka
Produkcia pomocou vysokých technológií	0,3964	0,0010	-0,0042	-0,0041	0,0454
Produkcia pomocou stredne vysokých technológií	0,5370	0,0010	-0,0042	-0,0052	0,0450
Poznatkovo náročné služby	0,2952	0,0012	-0,0042	-0,0034	0,0451

Zdroj: Vlastné výpočty podľa údajov Eurostatu a ILO



Zdroj: Vlastné spracovanie podľa údajov Eurostatu a ILO

Obrázok 1: Podiel zamestnanosti vo vysoko poznatkovo náročných službách

4. Záver

Použité štatistické metódy naznačili odlišnosti v štruktúre zamestnanosti v jednotlivých štátoch Európskej únie ako aj odlišnosti v štruktúre zamestnanosti Slovenska a zamestnanosti v Európskej únii ako celku. Základnou črtou rozdielov zamestnanosti Slovenska a zamestnanosti v Európskej únii je menej rozvinutý sektor služieb na jednej strane a vyššia viazanosť pracovných síl v spracovateľskom priemysle a v ostatných odvetviach. V budúcnosti bude potrebné analyzovať ako integrácia Slovenska do EÚ ovplyvnila zamestnanosť v jednotlivých odvetviach a jeho odvetvovú špecializáciu, nakoľko odvetvová špecializácia vplyvajú na rast ekonomiky z krátkodobého aj dlhodobého hľadiska. Bude potrebné, aby do procesu odvetvovej špecializácie razantnejším a kvalifikovanejším spôsobom vstupovali všetky odvetvové rezorty.

5. Literatúra

- [1] BRAUNERHIELM, P. - JOHANSON, D: Determinants of spatial concentration. Journal of Industry Studies. 2003 Dokument je dostupný na internete formáte HTML http://www.findarticles.com/p/articles/mi_qa3913 [cit. 2008-08-08]
- [2] GABRIELOVÁ, H. 2005. Pozícia Slovenska v porovnaní so štátmi EÚ v technologickej a poznatkovej náročnosti. Ústav slovenskej a svetovej ekonomiky SAV, Bratislava, 2005.16 s.
- [3] PUGA, D. 1999. The rise and fall of regional inequalities. In: European economic review. č. 43, 1999, s. 303-335
- [4] STEHLÍKOVÁ, B. 2005. Aplikácie vybraných metód pri analýze a kvantifikácii priestorových javov na vidieku. Nitra : Enviroment, a.s, 2005, CD
- [5] ŠIKULOVÁ I.. 2004. Štrukturálna konvergencia Slovenskej republiky k EÚ 15 – predpoklad úspešného členstva Slovenska v európskej menovej únii. In: Ekonomický časopis, 52, č. 9, 2004. s. 1064 – 1079.
- [6] World Investment Report 2004. The Shift Towards Services. New York and Geneva: United Nations, 2004.
- [7] Databáza ILO. <http://laborsta.ilo.org/> [cit. 2008-08-08]
- [8] Databáza Eurostatu. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/> [cit. 2008-08-08]

Adresa autora:

Beáta Stehlíková, doc. RNDr. CSc.
 Bratislavská vysoká škola práva
 Fakulta ekonómie a podnikania
 Tematínska 10
 851 05 Bratislava 5
 stehlikovab@gmail.com

Štatistika rodinných účtov z pohľadu centra Household Budget Statistics from centrum view

Helena Súkeníková

Abstract: The Statistical Office of the Slovak Republic conducted income and expenditures of the private households by Household Budget Surveys. These surveys cover the whole country. The random sample began to use in 2004. Regional data were calculated.

Key words: Household Budget Surveys, sample, regional data, income, expenditures

Kľúčové slová: štatistika rodinných účtov, výber, regionálne údaje, príjmy, výdavky

1. Úvod

Cieľom môjho príspevku je v krátkosti poukovať o štatistike rodinných účtov. Je to štatistika, na realizácii ktorej sa podieľajú všetky organizačné úrovne Štatistického úradu SR.

Skôr, ako by som predstavila súčasnú metodológiu a niektoré výsledky, krátko sa vrátim do histórie. Rodinné účty sú zisťovaním, ktoré je pravidelne realizované na území Slovenska od polovice 50-tych rokov. Viaceré radikálnejšie zmeny boli realizované až v posledných 15-tich rokoch. V počiatočných samostatného Štatistického úradu SR sa stavalo na metodologických a organizačných základoch, ktoré boli vybudované Federálnym štatistickým úradom. Až do roku 1997 sa v podstate na zisťovaní takmer nič nezmenilo.

Od roku 1997 postupne sa prijímal koncept spotrebných výdavkov, ako ich definovala medzinárodná klasifikácia Classification of individual consumption by purpose, v skratke známa ako COICOP; spočiatku po tretiu úroveň tejto klasifikácie (odbor-skupina-trieda). I naďalej sa zisťovali tzv. nespotrebné (ostatné) výdavky, peňažné a naturálne príjmy podľa národnej klasifikácie. Pritom sa využíval pre tvorbu spravodajskej vzorky tzv. kvótový výber, kde boli stanovené kritériá pre výber požadovaných jednotiek. Zdrojom pre stanovenie kvót boli externé zdroje: posledné prístupné informácie zo sčítania obyvateľstva, domov a bytov a z posledného mikrocenzu, ako aj samotná štatistika rodinných účtov. Úlohou centra bolo stanovenie kritérií a kvót. Bezprostredný výber a nábor spravodajských jednotiek realizovali pracovníci štatistického úradu. Kým do roku 1989 vtedajší typ výber zabezpečoval pokrytie takmer 97% súkromných domácností a údaje vykazovali veľmi vysokú kvalitu čo sa týka porovnateľnosti s makroekonomickými výsledkami (bilanciou príjmov a výdavkov domácností), v priebehu 90-tych rokov sa nožnice výrazne otvárali – predovšetkým pre nedostatočné pokrytie „iných“ domácností, ktoré nezodpovedali výberovým kritériám.

Rok 2004 bol pre štatistiku rodinných účtov významný. Nezmenil sa cieľ zisťovania ani jednotka zisťovania. Hlavnou zmenou však bola zmena spôsobu výberu spravodajských jednotiek, čím sa z výberu nevylučovala žiadna domácnosť. Podľa odporúčaní Eurostatu na metodológiu pre harmonizáciu štatistiky rodinných účtov [1] do národnej štatistiky sa implementovala štvrtá úroveň klasifikácie spotrebných výdavkov pre rodinné účty COICOP-HBS (podkategórií), upravili sa klasifikácie charakteristík členov domácností, klasifikácie peňažných a naturálnych príjmov. Aby boli údaje porovnateľné s výstupmi iných štatistík, kladie sa veľký dôraz na periodicitu (Eurostat odporúča realizáciu každých 5 rokov v súlade s obdobím úpravy váh spotrebiteľských cien), používanie rovnakých klasifikácií pre spotrebné výdavky (pre využitie v konečnej spotrebe domácností) a rovnakej definície príjmov a klasifikácie domácností a jej členov (pre porovnateľnosť so štatistikou príjmov a životných podmienok – SILC).

Zmeny klasifikácií nepredstavovali veľkú záťaž pre pracoviská štatistického úradu. Avšak zmena výberu spravodajských jednotiek mala významný vplyv jednak na veľkosť vzorky (na čo okrem pracovnej náročnosti mimoriadne vplývali finančné možnosti), jednak na vlastnosti samotných zamestnancov, ktorí výber vykonávali.

2. Cieľ, použitie a užívatelia štatistiky rodinných účtov

Historickými cieľmi sú:

- poskytovanie informácií o štruktúre príjmov a výdavkov pre sociálno-ekonomické analýzy a sociálnu politiku [2], [3];
- poskytovanie informácií o spotrebných výdavkoch pre výpočet váh spotrebiteľských cien.

V súčasnosti sa využívajú rodinné účty aj ako:

- nástroj na monitorovanie správania súkromných domácností vo vybraných oblastiach spotreby tovarov a služieb;
- zdroj o vybavenosti domácností predmetmi dlhodobej spotreby.

Užívatelmi údajov a výstupov sú:

- iné úsekové štatistiky (štatistika spotrebiteľských cien, konečná spotreba domácností, databázy SLOVSTAT, REGSTAT)
- národné úrady a organizácie (MPSVaR SR, MF SR, univerzity)
- medzinárodné organizácie (EUROSTAT, UNICEF)
- médiá, verejnosť (jednotlivci z rôznych sfér)

Záujem o formu údajov:

- Individuálne údaje
- Pravidelné tabuľky – publikácia, SLOVSTAT, REGSTAT
- Nepravidelné informácie – tabuľky a jednotlivé hodnoty

Väčšina externých užívateľov využíva predovšetkým celorepublikové informácie – zvyčajne poskytujeme údaje na úrovni priemerov, bez dodatočných štatistických charakteristík. V súčasnosti sa však stále viac objavujú požiadavky na poskytovanie dôverných údajov, aby užívateľ mohol získať podrobnejšie štatistické charakteristiky, alebo určité závislosti. Poskytovanie dôverných regionálnych údajov často nie je možné uspokojiť, pre relatívne nízku početnosť spracovaných jednotiek za jeden administratívny kraj alebo relatívne nízky výskyt „nenulových“ odpovedí.

3. Predmet zisťovania

Štatistika rodinných účtov je zameraná predovšetkým na zisťovanie výdavkov súkromných domácností. Zisťujú sa údaje za spotrebné výdavky (za tovary a služby) aj nespotrebné (ostatné) výdavky. V súčasnosti sa využíva tzv. výdavkový koncept pri vyhodnocovaní spotrebných výdavkov, teda zahrnujú sa peňažné výdavky. Tieto sú dopĺňané o naturálne príjmy/výdavky, t.j. o potravinové tovary, ktoré domácnosť sama dopestovala a spotrebovala, alebo dostala v naturálnej forme od iných domácností, alebo organizácií. Naturálne príjmy/výdavky sa sledujú osobitne a nie v takej podrobnosti ako peňažnej forme.

Ostatné výdavky zahrnujú povinné zrážky z príjmov, ostatné dane a iné platby, splátky pôžičiek a úverov, výdavky na súkromné podnikanie domácnosti, kúpu majetku a investície domácnosti.

Aby bolo možné tieto údaje analyzovať získané údaje z rôznych hľadísk, zisťujú sa aj doplnkové informácie o príjmoch domácností a bližšie charakteristiky členov domácností.

Pre kontrolu údajov s následným možným využitím pre analýzu životnej úrovne slúžia druhotné ukazovatele: údaje o druhu, technickej vybavenosti a veľkosti bytu, údaje o nehnuteľnostiach a údaje o vybavení domácnosti.

Všetky peňažné údaje sú zisťované za celú domácnosť.

4. Objekt zisťovania

Jednotkou zisťovania je súkromná hospodáriaca domácnosť tvorí jedna alebo viac osôb, ktoré:

1. bývajú spolu v tom istom byte (obydlí) a
2. spoločne sa podieľajú na výdavkoch, predovšetkým za bývanie a stravovanie.

Zo zisťovania sú vylúčené tzv. kolektívne domácnosti, t.j. osoby, ktoré žijú v penziónoch, domovoch, nemocniciach, väzniciach, kláštoroch a pod.

Pri tejto definícii nerozhoduje rodinná príslušnosť osôb.

5. Tvorba spravodajskej siete a váh

Od roku 2004 sa spravodajská sieť tvorí náhodným výberom. Vychádza sa z opory výberu, ktorá bola skonštruovaná z výsledkov Sčítania obyvateľov, domov a bytov 2001 pre použitie v sociálnych štatistikách.

Územie Slovenska pre výber jednotiek bolo rozdelené do 8 regiónov, ktoré zodpovedali administratívnym krajom.

Všetky obce v kraji boli zaradené k určitej veľkostnej skupine obcí, ktorú definuje počet obyvateľov. Jednoduchým náhodným výberom boli vybrané obce. Systematickým výberom podľa nezávislého znaku (v našom prípade išlo poradové číslo domu) boli vybrané domácnosti. Veľké mestá (Bratislava, Košice) boli rozdelené do menších súvislých oblastí. Jednoduchým náhodným výberom boli vybrané tie oblasti, v ktorých sa realizoval konkrétny systematický výber domácností.

Východiskové váhy domácností boli rovnaké. Vzhľadom na konkrétnu spoluprácu sa spravodajská sieť zmenila. Pri výpočtoch boli váhy upravované podľa príslušnosti domácnosti ku kraju a veľkostnej skupiny obce a kalibrované podľa veku a pohlavia členov domácností. Kalibrácia sa využívala pri ročných výstupoch. Zdrojom boli informácie o strednom stave obyvateľstva z demografie za rovnaký rok.

Do tvorby spravodajskej siete boli zahrnuté opäť všetky organizačné úrovne ŠÚ SR: Úlohou ŠÚ SR bolo vybrať druh výberu, určiť výberovú techniku, pripraviť zoznam vybraných jednotiek, pripraviť metódy pre prepočet váh, vypracovať pokyny pre výber jednotiek v teréne. Úlohou krajských správ (dnes pracovísk) ŠÚ SR bolo zabezpečiť a kontrolovať reprezentatívnosť pokrytia v príslušnom administratívnom kraji podľa dodaného zoznamu vybraných jednotiek a kontrolovať správnosť evidencie a hlásení zasielaných z jednotlivých pracovísk. Úlohou pracovísk krajských správ bolo získať vybrané domácnosti podľa dodaného zoznamu pre spravodajstvo a podľa Pokynov pre výber spravodajských domácností štatistiky rodinných účtov, viesť ich evidenciu o spravodajskom súbore a zasielať hlásenie o zmenách spravodajského súboru.

6. Regionálne výsledky

6.1. Miera odpovedí

Za rok 2007 boli spracované údaje od 4698 spravodajských jednotiek. Na získanie informácií od tohto počtu jednotiek bolo potrebné osloviť celkovo 6330 jednotiek. Bola dosiahnutá miera odpovedí vo výške 75,6%. Miera odpovedí sa územne líšila, ako zobrazuje nasledovná tabuľka. Najvyššia bola v Banskobystrickom kraji (85,6%) a najnižšia v Žilinskom kraji (71,1%). Na tento výsledok vplýval najmä fakt, že domácnosti odmietali spoluprácu, neboli schopné odpovedať, resp. vyplňovať formuláre, nevedeli sa rozhodnúť na spoluprácu, museli odmietnuť (hlavne v domácnostiach s osobou, ktorá dostávala podporu

v hmotnej núdzi), jednak samotný výber (do spracovania sa dostali aj byty, ktoré prestali byť trvalo obývané, alebo zmenili svoju podstatu).

Tabuľka 5: Miera odpovedí v rodinných účtoch v krajoch SR za rok 2007

Kraj	Miera odpovedí (%)
Slovenská republika	75,7
Bratislavský kraj	79,9
Trnavský kraj	71,8
Trenčiansky kraj	73,4
Nitriansky kraj	72,1
Žilinský kraj	71,5
Banskobystrický kraj	85,6
Prešovský kraj	81,8
Košický kraj	72,6

V súčasnosti nie sú k dispozícii bližšie informácie o jednotkách, ktoré odmietli spolupracovať. Nie je známa súčasná veľkosť ani štruktúra týchto domácností.

6.2. Čisté peňažné výdavky domácností podľa krajov SR

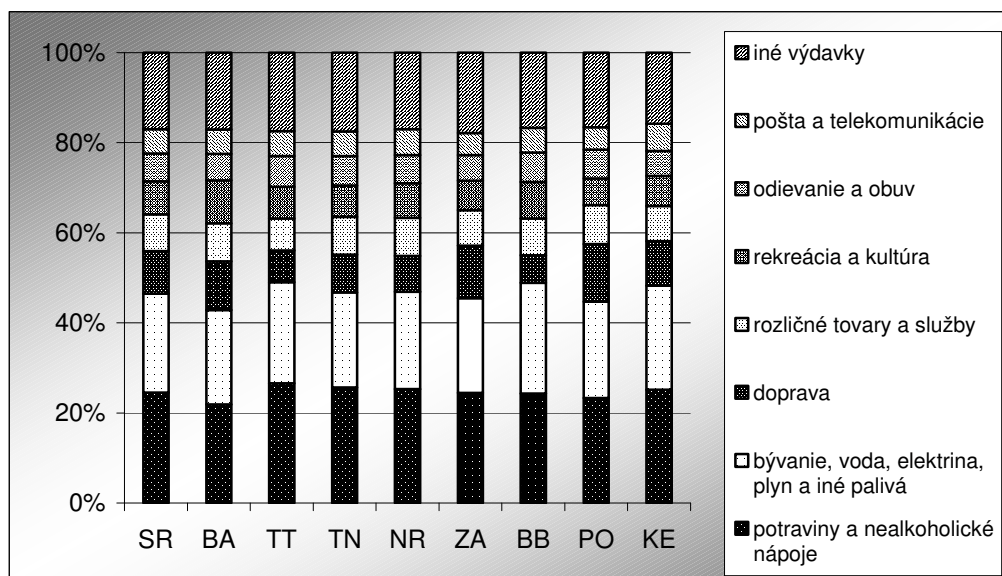
V krátkosti uvediem výsledky za kraje SR.

Známe vzťahy medzi jednotlivých kraji sa ukázali aj pri výpočtoch čistých peňažných príjmov a výdavkov domácností za rok 2007. Najnižšie príjmy aj výdavky mali domácnosti v Prešovskom kraji, najvyššie zas v Bratislavskom kraji.

Tabuľka 2: Čisté peňažné príjmy a výdavky súkromných domácností podľa krajov SR za rok 2007 (v Sk na jedného člena domácnosti)

Kraj	Čisté peňažné príjmy	Čisté peňažné výdavky
Slovenská republika	115 840	109 958
Bratislavský kraj	147 451	146 441
Trnavský kraj	121 261	106 056
Trenčiansky kraj	111 999	103 622
Nitriansky kraj	116 305	110 092
Žilinský kraj	111 059	111 364
Banskobystrický kraj	112 063	108 527
Prešovský kraj	103 949	99 440
Košický kraj	110 215	101 199

Štruktúra spotrebných výdavkov súkromných domácností sa rovnako líši. Na potraviny a nápoje vydali domácnosti na jedného člena domácnosti v porovnaní so slovenským priemerom viac v Trnavskom, Banskobystrickom, Košickom, Nitrianskom a Trenčianskom kraji, kým v Bratislavskom, Prešovskom a Žilinskom bol ich podiel nižší.



Obrázok 11: Štruktúra spotrebných výdavkov súkromných domácností podľa krajov SR v roku 2007

Tieto regionálne údaje sú k dispozícii na web stránkach ŠÚ SR v databáze REGDAT . Jednotlivé pracoviská ŠÚ SR poskytujú údaje vo svojej kompetencii.

7. Záver

Pre lepšiu koherentnosť s výstupmi z iných štatistických úsekov je nutné dôslednejšie sledovať obsah jednotlivých zisťovaných položiek: príjmov aj výdavkov.

Pre zvýšenie kvality údajov je potrebné zvýšiť mieru odpovedí a nájsť spôsob ako zistiť informácie o domácnostiach, ktoré odmietajú spolupracovať.

Nie v poslednom rade zamestnancov na úseku rodinných účtov čaká úloha, ako zabezpečiť, aby zo zisťovania neboli vopred vylúčené niektoré jednotky.

8. Literatúra

- [1] HOUSEHOLD BUDGET SURVEYS IN THE EU, Methodology and recommendations for harmonisation, 2003, Eurostat.
- [2] Zákon č. 601/2003 Z.z. o životnom minime a o zmenách a doplnení niektorých zákonov.
- [3] Správa o sociálnej situácii, Ministerstvo práce, sociálnych vecí a rodiny SR.

Adresa autora :

Helena Súkeníková, Ing.
 Šintavská 20
 851 05 Bratislava
 helen.sukenikova@statistics.sk

**Metodiky získavania, analýzy a komparácie dát v reálnej praxi regiónu
(Rozvojové fondy EÚ a Plány hospodárskeho a sociálneho rozvoja)
Methodics of sample, analysis and comparison of data in region real praxis
(EU Development Funds and Economy and Social Development Plans)**

Anna Nemcová

Abstract: Methodics of sample, analysis and comparison of data in region real practice created by area of ERDF and and SDP are first steps od realisation of regional development actions. Focus of paper is NACE-ISCO matrix application for gender wages gap elimination influenced by informal informatic education and region interactions SDP projected by SNA.

Key words: Methodics of sample, analysis and comparison of data, region good practice, NACE-ISCO, input-output data matrix, economy and social development plan

Kľúčové slová: Zber, analýza, porovnávanie dát, ERDF, ESF, PSHR, región, gender, NACE-ISCO, SNA, informatizácia, zamestnanosť, hrubá mzda, rozdiel, matica, metodika, dobrá prax

9. Úvod

Získavanie dát v reálnej praxi regiónu SR je v súčasnosti poznamenané rýchlym rozvojom, ktorý sa od regiónu očakáva v dôsledku mnohých nových skutočností. Závažným je rozvoj regiónov prostredníctvom Európskeho fondu rozvoja a štrukturálnych fondov.

Dnes už možno hovoriť o získaných skúsenostiach prostredníctvom výskumu v tejto oblasti. Kvalitatívna odlišnosť od klasického výskumu je v tom, že riešenia sa považujú za efektívne, ak smerujú k skúsenostiam, ktoré môžu prebrať rozvojové partnerstvá krajín Spoločenstva ako hotový produkt – tzv. dobrú prax, teda ihneď využiť v implementácii na svoje podmienky. Nezanedbateľnou je podmienka diseminácie – oboznamovania čo najväčšieho okruhu potenciálnych užívateľov s produktom.

Stať sa v redukovanej forme venuje výsledkom skúmania na trhu práce a predestinuje záber projektového riešenia priestorového usporiadania regiónu. Osobitne dôležitými z hľadiska štatistiky-makromodelov sa pre prienik trhu práce, územného a regionálneho plánovania javia Plány hospodárskeho a sociálneho rozvoja miest a obcí.

10. Trh práce

Trh práce je predmetom výskumu z rôznych hľadísk. Pri skúmaní projektmi ESF a ERDF, iniciovaným aj na realizáciu Európskej stratégie zamestnanosti, sa u nás vytvorili rôzne formy produktu, ktoré sú v intenciách chápania EU inovačné. Vyvinuté metodiky a ukazovatele sú pritom ojedinelé, keďže sa na území EU nedisponuje s natolko dochvilným a rozsiahlym súborom napr.sledovania miezd, ako sa unikátne vyvinul v SR. V stati prezentujeme štatistické charakteristiky, získanie ktorých umožňuje len vysoko kooperačný systém ponuky a dopytu na trhu práce. Hodnotu vyvíjania takéhoto systému (náklady) preto nemožno merať napr. obratom firmy spracujúcej dáta, keďže do neho nemožno zahrnúť kooperatívnosť verejnej a štátnej správy, reprezentovanej aj ŠÚ SR a MPSVR SR, ale aj neziskového sektora a dobrovoľníctva.

Pre zber údajov a analýzy sa získali inovatívne ukazovatele na komparáciu a analýzu. Sú obsahovo inkluzívneho charakteru, čo v terminológii Stratégie zamestnanosti EU a konkrétne trhu práce znamená, že cieľom ich vytvorenia, zdokonaľovania, využitia ako monitorovacích

a korekčných charakteristík je podpora sociálneho začlenenia skupín ohrozených na trhu práce. Obsahová a formálna mnohovariantnosť ukazovateľov sa redukuje na

- matrixový ukazovateľ (matice OKEČ – KZAM) dvoch typov:
 - systémový syntetický (t. j. za všetky hľadiská hĺbkových podanalýz spolu, a to len v agregácii OKEČ - KZAM) a
 - derivačný (za všetky hľadiská hĺbkových podanalýz, a to v agregácii OKEČ – KZAM) pre analýzu
- synergický ukazovateľ komparácie,

ktoré majú tú výhodu, že sú reálne dostupné v mnohých typoch analýz trhu práce empiricky a môže sa konfrontovať priama forma získavania údajov s dopĺňujúcim analytickými teoreticky získateľnými ukazovateľmi. V tejto stati uvádzame prehľad empirických údajov, ktorých existencia a extirpácia sa javí tiež ako cieľ výskumu.

1. metodika pre zber údajov za dopyt a ponuku (elektronický a dotazníkový zber)

Aktivitou testovanie sa zavŕšili postupy navrhovania a získania gender (rod: muži a ženy) údajov pre región Pezinok-Modra.

Pre zber údajov osobitne za dopyt a osobitne za ponuku na trhu práce sa vypracovali súbory metodických pokynov, podľa ktorých sa realizoval a testoval zber údajov.

2. metodika pre analýzu získaných údajov

Inovatívne ukazovatele pre analýzu sú matrixové systémové ukazovatele inkluzívneho charakteru OKEČ-KZAM. Mnohovariantnosť sa redukuje na hrubú mzdu (decil 1, kvantil 1, medián, priemer, kvantil 4, decil 9) v syntetickom ukazovateli a jeho derivačných variantoch podľa skupín vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo.

Získaný ukazovateľ je maticou derivácie vektora miezd systému Národných účtov podľa OKEČ-KZAM a decil 1, kvantil 1, medián, priemer, kvantil 4, decil 9. Derivácia je podľa štandardne používaných skupín štatistického sledovania ŠÚ SR.

Ukazovatele sa uvádzajú v štandardnej tabuľkovej forme pre matrixové vyjadrenie agregovaných skupín NACE - OKEČ (Odvetvová klasifikácia ekonomických činností a ISCO-88 - KZAM (Katalóg zamestnaní). Ukazovatele sa získavajú s cieľom získavania podkladov v nadväznosti na sledovania EUROSTAT-u.

Tabuľka 1

OKEČ-KZAM spolu

(písmeno OKEČ a trieda KZAM – spolu 1 typ tabuľky)

Údaj - početnosť: počet pracovníkov

skúmaný jav: hrubá mzda v SK

- decil 1, kvantil 1, medián, priemer, kvantil 4, decil 9

štruktúra: muži a ženy a spolu (3 typy tabuliek so 6 charakteristikami)

Obdobie: 6 štvrtrokov a celoročné údaje za rok 2005, 2006, 2007

(spolu 9x3 typy tabuliek so 6 charakteristikami)

Miesto zisťovania: SR, mesto Bratislava a okres Pezinok

(spolu 9x3 typy tabuliek so 6 charakteristikami výstupných tabuliek pre SR, PK, PK-Modra)

Pre porovnanie so štatistickými údajmi EUROSTATU je možná len štruktúra okresu Pezinok.

Pre účely projektu sa však zbierali údaje od viac respondentov, ako je klasický výber pre ISCP. Preto na ukázanie potrebnosti takýchto konkrétnych zisťovaní (t. j. že sa špecificky odlišujú od údajov za okres a preto je nutné ich robiť) by sa mali doplniť ešte tabuľkami za mikroregión Pezinok-Modra. Teda

Tabuľka 1

Mikroregión Pezinok-Modra

OKEČ-KZAM spolu

(písmeno OKEČ a trieda KZAM – spolu 1 typ tabuľky)

Údaje - početnosť: počet pracovníkov

skúmaný jav: hrubá mzda v SK

- decil 1, kvantil 1, medián, priemer, kvantil 4, decil 9

štruktúra: muži a ženy a spolu (3 typy tabuliek so 6 charakteristikami)

Obdobie: 6 štvrt'rokov a celoročné údaje za rok 2005, 2006, 2007

(spolu 9x3 typy tabuliek so 6 charakteristikami)

Miesto zisťovania:

mikroregión Pezinok-Modra (spolu 9x3 typy tabuliek so 6 charakteristikami

výstupných tabuliek pre región Pezinok-Modra)

Tabuľky majú ešte jeden rozmer, a tým je

podrobnejšie ukázanie údajov KZAM OKEČ v štruktúre vek, počet rokov praxe, kvalifikácia, forma vlastníctva atď. za jednotlivé OKEČ.

Tabuľka 2**OKEČ-KZAM -****vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo**

(písmeno OKEČ a trieda KZAM – podľa

vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo)

1 OKEČ-KZAM vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo

(písmeno OKEČ a trieda KZAM – podľa

vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo)

Údaj - početnosť: počet pracovníkov

skúmaný jav: hrubá mzda v SK

- decil 1, kvantil 1, medián, priemer, kvantil 4, decil 9

štruktúra: muži a ženy a spolu - podľa

vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo

(3 typy tabuliek so 6 charakteristikami podľa veku)

Obdobie: posledný štvrt'rok a posledné celoročné údaje

(spolu 2x3 typy tabuliek so 6 charakteristikami)

Miesto zisťovania: SR a podľa počtu údajov región Pezinok-Modra

(spolu 2x3 typy tabuliek so 6 charakteristikami výstupných tabuliek pre SR a región Pezinok-Modra)

2 OKEČ-KZAM vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo

(písmeno OKEČ a trieda KZAM – podľa

vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo)

Údaj - početnosť: počet pracovníkov

skúmaný jav: hrubá mzda v SK

- decil 1, kvantil 1, medián, priemer, kvantil 4, decil 9

štruktúra: muži a ženy a spolu - podľa

vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo

(3 typy tabuliek so 6 charakteristikami podľa veku)

Obdobie: posledný štvrt'rok a posledné celoročné údaje

(spolu 2x3 typy tabuliek so 6 charakteristikami)

Miesto zisťovania: SR a podľa počtu údajov región Pezinok-Modra

(spolu 2x3 typy tabuliek so 6 charakteristikami výstupných tabuliek pre SR a región Pezinok-Modra)

3 OKEČ-KZAM vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo

(písmeno OKEČ a trieda KZAM – podľa

vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo)

Údaj - početnosť: počet pracovníkov

skúmaný jav: hrubá mzda v SK

- decil 1, kvantil 1, medián, priemer, kvantil 4, decil 9

štruktúra: muži a ženy a spolu - podľa

vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo

(3 typy tabuliek so 6 charakteristikami podľa veku)

Obdobie: posledný štvrtrok a posledné celoročné údaje

(spolu 2x3 typy tabuliek so 6 charakteristikami)

Miesto zisťovania: SR a podľa počtu údajov región Pezinok-Modra

(spolu 2x3 typy tabuliek so 6 charakteristikami výstupných tabuliek pre SR a región Pezinok-Modra)

4 **OKEČ-KZAM vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo**

(písmeno OKEČ a trieda KZAM – podľa

vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo)

Údaj - početnosť: počet pracovníkov

skúmaný jav: hrubá mzda v SK

- decil 1, kvantil 1, medián, priemer, kvantil 4, decil 9

štruktúra: muži a ženy a spolu - podľa

vek/počet rokov praxe/kvalifikácia/vlastníctvo

(3 typy tabuliek so 6 charakteristikami podľa veku)

Obdobie: posledný štvrtrok a posledné celoročné údaje

(spolu 2x3 typy tabuliek so 6 charakteristikami)

Miesto zisťovania:

SR a podľa počtu údajov región Pezinok-Modra

(spolu 2x3 typy tabuliek so 6 charakteristikami výstupných tabuliek pre SR a región Pezinok-Modra)

3. metodika pre komparáciu získaných údajov

Ďalším typom metodík je komparácia získaných súborov, pre ktorú sa vyvinula inovatívna charakteristika koeficientu α počtu pracovníčok s rovnakými mzdami v rovnakom prosredí na počte mužov a žien. (Prepočítane ide o pracovné miesta.)

Nerovnosť súborov vzniká, ak vieme určiť, že skúmané množiny sú neekvivalentné aspoň v jednom prvku. Ak je gender ekvivalencia narušená, potom nerovnosť vyjadruje, že odmeňovanie vzniká primárne pre nerovnaké podmienky pri vykonávaní práce alebo sekundárne pri odmeňovaní.

Rovnaké odmeňovanie pri rovnakých podmienkach vyjadruje rovnosť miezd za rovnakú prácu a môže sa vyjadriť ako koeficient rovnosti miezd α :

α udáva počet žien e_f na celkovom počte mužov a žien v sledovanom súbore $e_f + e_m$, kde sú ženy odmeňované rovnako ako muži. Pri rovnováhe sa teda rovná

$$\alpha = \sum_{ij} e_{fij} / (e_f + e_m) \quad (1).$$

Ak kvartily, decily, medián atď. nadobúdajú rovnakú hodnotu pre ženy a mužov, koeficient α je pomer počtu pracovníčok vybranej pozície k celkovej početnosti súborov mužov a žien.

Pri nerovnováhe ide o rôznu presnosť skúmania koeficientu rovnosti miezd α .

Môžeme analyzovať celý súbor údajov ako sme ich získali v časových radoch a priamo rôzne podskupiny.

Ak sa vychádza z najjednoduchšej Tabuľky 1

OKEČ-KZAM pre hrubú mzdu

a pri triedení dát sa použije relácia mzda mužov w_m sa rovná mzde žien w_f

$$w_{mij} = w_{fij} \quad (2),$$

získa sa charakteristika rovnosti miezd α derivovaná podľa KZAM a OKEČ.

Pre kvartily, decily a medián sa tiež získa priamo koeficient α ako pomer počtu pracovníčok vybranej pozície v matici OKEČ-KZAM k celkovej početnosti súborov mužov a žien (platí podmienka (2): $w_{mij}=w_{fij}$).

Taktiež sa určí koeficient β , ktorý znamená pomer počtu pracovníčok vybranej pozície v matici OKEČ-KZAM k početnosti mužov a žien vo vybranej podmnožine pozície matice OKEČ-KZAM.

Pre kvartily, decily a medián sa tiež odvodí priamo koeficient rovnosti miezd β ako pomer počtu pracovníčok vybranej pozície ij v matici OKEČ-KZAM k početnosti vybranej podmnožiny súboru mužov a žien (platí podmienka (2): $w_{mij}=w_{fij}$).

$$\beta = e_{fij} / (e_{fij} + e_{mij}) \quad (1).$$

Podmienky rovnosti miezd za rovnakú prácu sa môžu ohraničiť premennou rovnakých podmienok práce a aj minimálnou výškou poskytovanej mzdy.

11. Plány hospodárskeho a sociálneho rozvoja obce

Vo výskume priestorového usporiadania a rozvoji regiónu je potrebné venovať sa vytypovaniu základných štatistických dát, ktoré sa dajú získať na identifikáciu regiónu v jeho rozvojovom diapazóne.

Špecifickým cieľom je reflexia mikroregiónu na rozvoj regiónov ako z hľadiska budúcej praxe rozvojových variantov, tak už z hľadiska tvoreného výskumu.

Metodicky ide o obdobné hľadiská ako v predchádzajúcom probléme trhu práce. I keď sú pre priestorové usporiadanie už v niektorých projektoch výskumu spracované základné trendy indikátorov trvaloudržateľného rozvoja, makro a mikroekonomické interakcie zamestnanosti, dopravy z hľadiska životných faktorov a analyzujú sa vybrané aspekty bankovníctva, pripravuje sa dôslednejšia makroanalýza modelových postupov z hľadiska spätnej väzby na mikroregión.

12. Záver

Záver analyzy pre problematiku priestorového usporiadania vrátane (gender) rovnosti v prístupe k zamestnaniu dnes možno predbežne predestinovať v intenciách dlhodobej prognózy miezd, ktorá sa vypracovala pre riešenie gender projekcie. Tu však oveľa jasnejšie vystupuje väzba na maticové rozklady systému Národných účtov prostredníctvom Plánu hospodárskeho a sociálneho rozvoja obce. Praktické postupy sú rozpracované textoch, nadväzujúcich na v stati pertraktovaný výskum (charakteru základného výskumu).

Dnes ešte nemožno klásť otázky normatívneho typu, treba sa podstatnejšie venovať spôsobom zakomponovania nových otázok do tradičných schém myslenia a konania. Nové schémy totiž vznikajú nielen v súvislosti s vyrovnaním miezd mužov a žien ako odrazom ekonomického sebauvedomenia žien, ale aj v súvislosti s rovnosťou v kohéznej a trvaloudržateľnej vedomostnej spoločnosti – teda spoločnosti založenej na poznatkoch humánnych a technických vied. Rozvoj techniky akceluruje v rozvoji informatiky, manažérske postupy rutinne privedú pokrok do gravitačných polí rozvojových osí európskych koridorov, lokálnym pôsobením však sústavne možno docieľovať zvýšenie zručností informálnym vzdelávaním a tým otvoriť cesty pre inovácie do regiónov. (V priebehu výskumu trhu práce sa takéto postupy experimentálne overili pre ženy 35+, ktoré sa dnes cítia ohrozené na trhu práce v dôsledku dosiahnutého veku.) Takáto cesta (aj keď ju nemožno preceňovať, hoci sa ukázala perspektívna), je vyjadrením atomizácie práce, ktorý je osobitne v informatike v súčasnosti pomerne určujúcim trendom.

Pred štatistikou však súčasne stojí stála úloha deskripcie nových javov v tesnej časovej súvislosti s realiami a jej je venovaný aj tento príspevok. Získané štatistiky sú potom

prienikom základného a aplikovaného výskumu, ktorý v týchto prípadoch ťažko možno oddeliť, keďže základný výskum prakticky neexistuje.

Treba poznamenať, že vyjadrenie základných štatistických vzťahov je v týchto prípadoch predmetom oponentúry a diskusie širokého okruhu expertov, ktorí sa musia zhodnúť na spoločnej terminológii. Aj v predkladanej staiti sa používa takto konkretizované terminologické vybavenie pre popis základných rovníc systému.

13. Literatúra

- [1]NEMCOVÁ, A. 2007. Výskum a tvorba gender indikátorov na trhu práce v regióne Pezinok-Modra. In.: Realizácia projektov európskeho sociálneho fondu k otázkam rodovej rovnosti (odkazy pre teóriu a prax). Zborník z medzinárodnej konferencie. Modra: Centrum pre výskum regiónov, 2008, s. 146 – 155. ISBN 978-80-89367-009. Expressprint 2008.
- [2]NEMCOVÁ, A. - TARGOŠOVÁ E. – ZNÁŠIKOVÁ, K. – DORČÍK R. – KOŠÍK, T. 2008. Zohľadnenie indikátorov trvaloudržateľného rozvoja v hodnotení regiónov. Dokumenty. Konceptia spolupráce regiónov pri priestorovom usporiadaní a rozvoji podunajského priestoru. Modra: Centrum pre výskum regiónov, 2008. 34 s. ISBN 978-80-89367-06-1. STATIS 2008.
- [3]CHAJDIÁK, J. 2008. Dopravne atraktívne územie podľa intenzity životných faktorov (2001-2006). Dokumenty. Konceptia spolupráce regiónov pri priestorovom usporiadaní a rozvoji podunajského priestoru. Centrum pre výskum regiónov, 2008. 72 s. ISBN 978-80-89367-04-7. STATIS 2008.
- [4]KVETAN, V. 2007. Výskum a tvorba gender indikátorov na trhu práce v regióne Pezinok-Modra. Prognóza vývoja ekonomiky SR s dôrazom na sledovanie vývoja rodových disparít na trhu práce. In.: Realizácia projektov európskeho sociálneho fondu k otázkam rodovej rovnosti (odkazy pre teóriu a prax). Modra: Centrum pre výskum regiónov, 2008, s. 146 – 155. ISBN 978-80-89367-009. Expressprint2007.
- [5]NEMEC, M. 2008. Analýza vybraných aspektov podunajského regiónu v Slovenskej republike. Dokumenty. Konceptia spolupráce regiónov pri priestorovom usporiadaní a rozvoji podunajského priestoru. Modra: Centrum pre výskum regiónov, 2008. 98 s. ISBN 978-80-89367-07-8. STATIS 2008.
- [6]HORVÁTHOVÁ, E. 2008. Úloha bánk v regionálnom rozvoji. Dokumenty. Konceptia spolupráce regiónov pri priestorovom usporiadaní a rozvoji podunajského priestoru. Modra: Centrum pre výskum regiónov, 2008. 46 s. ISBN 978-80-89367-08-5. STATIS 2008.
- [7]NOŠKA, R. 2008. Mikroekonomické interakcie zamestnanosti. Dokumenty. Konceptia spolupráce regiónov pri priestorovom usporiadaní a rozvoji podunajského priestoru. Modra: Centrum pre výskum regiónov, 2008. 12 s. ISBN 978-80-89367-09-2. STATIS 2008.
- [8]RADVANSKÝ, M. 2008. Makroekonomické interakcie zamestnanosti. Dokumenty. Konceptia spolupráce regiónov pri priestorovom usporiadaní a rozvoji podunajského priestoru. Modra: Centrum pre výskum regiónov, 2008. 47 s. ISBN 978-80-89367-12-2. STATIS 2008.

Anna Nemcová, Ing. PhD.
Pod Vinicami 17
900 01 Modra
ane.cvr@gmail.com

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, CSc.).

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 načrtol 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 spoločnosti**“. 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 STATISTICUM 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 „**Súčasný úlohy 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 krajinách 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).

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@statistics.sk

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.
chajdiak@statis.biz

OBSAH

	Úvod	1
Janušek Marian	Príhovor ministra výstavby a regionálneho rozvoja	2
Chovanová Oľga	Charakteristika Žilinského kraja	4
Glaser-Opitzová Helena, Králiková Agneša, Olexa Michal	Demografický vývoj v krajských mestách SR	10
Horníková Adriana	Navrhovanie experimentov so štatistickým softvérom SAS	21
Hudec Oto, Želinský Tomáš	Regionálne disparity na Slovensku hodnotené súhrnným indikátorom úrovne chudoby	28
Chajdiak Jozef	Vzdialenosti krajov a zhľady krajov podľa životnej úrovne (2006)	34
Ivančíková Ľudmila, Kubíčková Jarmila	Regionálne aspekty chudoby	39
Janiga Ivan	Regulačné diagramy v praxi	48
Jurčová Danuša, Stankovičová Iveta	Regionálna diferenciácia okresov SR podľa dôvodov sťahovania	54
Karaba Stanislav, Galvánková Andrea	Vývoj vybraných demografických ukazovateľov v mestách a na vidieku Slovenska	62
Kaščáková Alena, Nedelová Gabriela	Regionálne rozdiely hospodárenia domácností na základe štatistiky rodinných účtov	67
Koróny Samuel	Klepperove konzistentné hranice pre parametre Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie stavebných podnikov	73
Linda Bohdan, Kubanová Jana	Population structure in regions from nationality aspect	78
Luha Ján	Korelácia vnorených javov	84
Olexa Milan	Štruktúra sociálnej štatistiky a regionálnej štatistiky podľa EUROSTAT-u	92
Petrášová Alexandra	Výdavky a príjmy na sociálnu ochranu v regionálnom porovnaní NUTS0	96
Plánovský Ján, Ashbrook Micheal	Úloha Eurostatu pri spracovaní štatistiky medzinárodného obchodu	105
Podmanická Zuzana	Starnutie obyvateľstva Slovenska – základný aspekt súčasného demografického vývoja	113
Poměnková Jitka, Šponerová Jana	Vliv vybraných faktorů na vývoj spotřebitelských úvěrů v ČR	119
Qineti Artan, Matejková Eva	Analýza rozvoja slovenských regiónov z makroekonomického hľadiska	125
Stehlíková Beáta	Priestorový aspekt zamestnanosti v technologicky náročných sektoroch	131
Súkeníková Helena	Štatistika rodinných účtov z pohľadu centra	135
Nemcová Anna	Metodiky získavania, analýzy a komparácie dát v reálnej praxi regiónu (Rozvojové fondy EÚ a Plány hospodárskeho a sociálneho rozvoja)	140
Luha Ján, Chajdiak Jozef	Z histórie Slovenských štatistických konferencií	146

CONTENS

	Introduction	1
Janušek Marián	Address by Minister of Construction and Regional Development of the SR	2
Chovanová Oľga	Characteristics Region of Žilina	4
Glaser-Opitzová Helena, Králiková Agneša, Olexa Michal	Demographic development in regional centres of SR	10
Horníková Adriana	Design of Experiments Utilizing SAS Statistical Software	21
Hudec Oto, Želinský Tomáš	Regional Disparities in Slovakia Evaluated by Composite Indicator of Poverty Level	28
Chajdiak Jozef	Vzdialenosti krajov a zhluky krajov podľa životnej úrovne (2006)	34
Ivančíková Ľudmila, Kubíčková Jarmila	Regional aspects of poverty	39
Janiga Ivan	Control chart in practice	48
Jurčová Danuša, Stankovičová Iveta	Regional differentiation of the SR districts by migration reasons	54
Karaba Stanislav, Galvánková Andrea	The development of selected demographic characteristics in urban and rural areas of Slovakia	62
Koróny Samuel	Klepper's consistent bounds of Cobb-Douglas production function parameters of construction companies	67
Kaščáková Alena, Nedelová Gabriela	Regional Variances in Economic Management on the Basis of Household Budget Surveys	73
Linda Bohdan, Kubanová Jana	Population structure in regions from nationality aspect	78
Luha Ján	Correlation of nested events	84
Olexa Milan	The structures of social statistics and regional statistics according to Eurostat	92
Petrášová Alexandra	Expenditure and receipts on social protection in regional comparison NUTS0	96
Plánovský Ján, Ashbrook Micheal	The Role of Eurostat in Processing of International Trade Statistics	105
Podmanická Zuzana	Demographic ageing of Slovakia – central aspect of contemporary demographic evolution	113
Poměnková Jitka, Šponerová Jana	Selected factors influence on consumer lending trend in the Czech Republic	119
Qineti Artan, Matejková Eva	The Analysis of the Development of Slovak Regions: A Macroeconomic Aspect	125
Stehlíková Beáta	Spatial aspect of the employment in high technology sectors	131
Súkeníková Helena	Household Budget Statistics from centrum view	135
Nemcová Anna	Methodics of sample, analysis and comparison of data in region real praxis (EU Development Funds and Economy and Social Development Plans)	140
Luha Ján, Chajdiak Jozef	From the history of Slovak statistical conferences	146

Pokyny pre autorov

Jednotlivé čísla vedeckého 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.

Štruktúra príspevku: (Pri písaní príspevku využite elektronickú šablónu: <http://www.ssds.sk/> v časti Vedecký časopis, Pokyny pre autorov.)

Názov príspevku v slovenskom jazyku (štýl Názov: Time New Roman 14, Bold, centrovať)

Názov príspevku v anglickom jazyku (štýl Názov: Time New Roman 14, Bold, centrovať)

Vynechať riadok

Meno1 Priezvisko1, Meno2 Priezvisko2 (štýl normálny: Time New Roman 12, centrovať)

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

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 nevynedávajú.

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 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

02/63812565

e-mail

chajdiak@statis.biz
Jan.Luha@statistics.sk

Registráciu vykonalo

Ministerstvo kultúry Slovenskej republiky

Registračné číslo

3416/2005

Tematická skupina

B1

Dátum registrácie

22. 7. 2005

Objednávky

Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť
Miletičova 3, 824 67 Bratislava 24
Slovenská republika
IČO: 178764
Číslo účtu: 0011469672/0900

ISSN 1336-7420

Redakčná rada

RNDr. Peter Mach – *predseda*

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. – *šéfredaktor*

RNDr. Ján Luha, CSc. – *tajomník*

členovia:

Ing. Mikuláš Cár, CSc.
Ing. Ján Cuper
Ing. Pavel Fľak, DrSc.
Ing. Edita Holičková
Doc. RNDr. Ivan Janiga, CSc.
Ing. Anna Janusová
RNDr. PaedDr. Stanislav Katina, PhD.
Prof. RNDr. Jozef Komorník, DrSc.
RNDr. Samuel Koróny
Doc. Ing. Milan Kovačka, CSc.
Doc. RNDr. Bohdan Linda, CSc.
Prof. RNDr. Jozef Mládek, DrSc.
Doc. RNDr. Oľga Nánásiová, CSc.
Doc. RNDr. Karol Pastor, CSc.
Prof. RNDr. Rastislav Potocký, CSc.
Doc. RNDr. Viliam Páleník, PhD.
Ing. Iveta Stankovičová, PhD.
Doc. RNDr. Beata Stehlíková, CSc.
Prof. RNDr. Michal Tkáč, CSc.
Ing. Vladimír Úradníček, PhD.
Ing. Boris Vaňo
Doc. MUDr. Anna Volná, CSc., MBA.
Ing. Mária Vojtková, PhD.
Prof. RNDr. Gejza Wimmer, DrSc.
Mgr. Milan Žirko

Ročník

IV.

Číslo

5/2008

Cena výtlačku 500 SKK / 20 EUR
Ročné predplatné 1500 SKK / 60 EUR