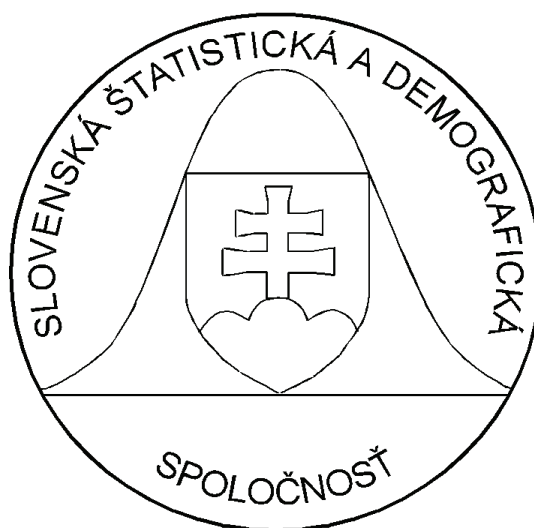


5/2011

FORUM STATISTICUM SLOVACUM



ISSN 1336-7420



9 771336 742001



20115>



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



Naše najbližšie akcie:

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

13. Slovenská demografická konferencia “Mesto a vidiek”

19. – 21. 10. 2011, Kaštieľ Mojmirovce pri Nitre

20. Medzinárodný seminár Výpočtová štatistika

1. – 2. 12. 2011, Infostat Bratislava

Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov

1. 12. 2011, Infostat Bratislava

3. MedStat

20. – 22. 1. 2012, Ružomberok

Pohľady na ekonomiku Slovenska 2012

17. 4. 2012, Aula Ekonomickej univerzity v Bratislave

26. škola štatistiky Ekomstat 2012

27.5. – 1.6.2012, Trenčianske Teplice

16. Slovenská štatistická konferencia

september 2012, Banskobystrický kraj

Regionálne akcie

priebežne

ÚVOD

Vážené kolegyne, vážení kolegovia,

piate číslo siedmeho ročníka vedeckého časopisu Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti je zostavené z príspevkov, ktoré sú obsahovo orientované v súlade s tematikou VIII. ročníka Medzinárodnej konferencie aplikovanej štatistiky FernStat 2011. Táto konferencia sa uskutočnila v dňoch 6. a 7. októbra 2011 v Banskej Bystrici. Tradičné tematické okruhy konferencie sú: Aplikovaná štatistika, Demografická štatistika, Matematická štatistika, Štatistické riadenie kvality.

Akciu z poverenia Výboru SŠDS, zorganizoval Organizačný a programový výbor: doc. Ing. Vladimír Úradníček, Ph.D. – predseda, Ing. Mária Kanderová, Ph.D. – tajomník, RNDr. Ján Luha, CSc., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., doc. RNDr. Bohdan Linda, CSc., doc. Dr. Jana Kubanová, Ph.D., RNDr. Peter Mach, Ing. Iveta Stankovičová, Ph.D., Ing. et Bc. Martin Boďa, Ph.D.

Na príprave a zostavení tohto čísla FORUM STATISTICUM SLOVACUM participovali: doc. Ing. Vladimír Úradníček, Ph.D., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., Ing. et Bc. Martin Boďa, Ph.D.

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

Výbor SŠDS

Analýza spotreby prenosných batérií na Slovensku prostredníctvom metódy hlavných komponentov

Analysis of the portable batteries consumption in Slovakia by the principal components analysis

Miriam Andrejiová, Jozef Olexa

Abstract: Principal Component Analysis (PCA) is one of the basic multidimensional methods. Its aim is to reduce the number of interrelated variables down to principal components with as little information loss as possible. PCA can also be applied to detect outliers, which sometimes need to be eliminated from further analyses, and it is a useful method of classification of objects into clusters. The paper deals with analysis of selected types of portable batteries by the method principal component analysis.

Key words: portable batteries, battery types, principal component analysis.

Kľúčové slová: prenosné batérie, typy batérií, metóda hlavných komponentov.

JEL classification: C38, C39.

1. Úvod

V dnešnej dobe výrazného technologického rozvoja vznikajú na prenosné zdroje energie stále väčšie technologické požiadavky, a to nielen na miniaturizáciu, ale aj na ich mobilitu. Tento tlak sa prejavuje hlavne zmenou štruktúry veľkostných typov, ktoré sú používané v zariadeniach a používaním prenosných batérií a akumulátorov s takou chemickou štruktúrou, ktorá je schopná zabezpečiť požiadavky na dynamické dodávky energie.

Prenosné zdroje energie môžeme rozdeliť podľa životnosti na primárne a sekundárne zdroje energie. Základný rozdiel medzi oboma typmi je definovaný množstvom prevádzkových cyklov, na ktoré sú jednotlivé typy určené. Primárne prenosné batérie sú určené na jeden prevádzkový cyklus, po ktorom sa stávajú odpadom. Naopak, sekundárne prenosné batérie sú určené na viac prevádzkových cyklov. Ich počet je závislý od správneho používania, ako aj od veľkosti kapacity sekundárnej prenosnej batérie. Najpoužívanejšie prenosné batérie sú uvedené v Tab.1.

Tabuľka 1: Najpoužívanejšie prenosné batérie

Názov produktu	IEC označenie Systém/veľkosť	ANSI označenie	Napätie
MONO (veľký monočlánok)	LR 20	D	1,5 V
BABY (malý monočlánok)	LR 14	A	1,5 V
MIGNON (ceruzková batéria)	LR 06	AA	1,5 V
MICRO (mikroceruzková batéria)	LR 03	AAA	1,5 V

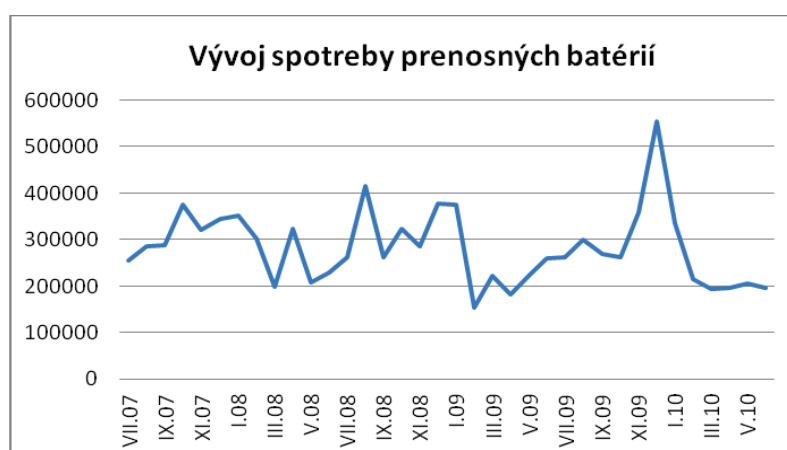
Prenosné batérie sú pomerne pestrú zmesou najrôznejších elektrochemických typov, ktoré nachádzajú najrôznejšie uplatnenie predovšetkým v spotrebiteľskej sfére (napr. na báze zinok - uhlík, zinok - chlorid, alkalické batérie, lítiové batérie, na báze striebra a iné). Rozhodujúci podiel v rámci prenosných batérií hrajú v súčasnej dobe tzv. zinko - uhlíkové (zinko - chloridové) články a alkalicko - manganové články.

2. Analýza hlavných komponentov

Analýza hlavných komponentov (Principal Component Analysis, PCA) patrí k základným metódam viacrozmernej analýzy. Jej cieľom je redukcia počtu vzájomne súvisiacich premenných na hlavné komponenty pri čo najmenšej strate informácií. Hlavné komponenty vznikajú ako lineárna kombinácia pôvodných (vstupných) premenných. Prvý hlavný komponent vystihuje najväčšiu variabilitu pôvodných hodnôt, ďalšie hlavné komponenty prispievajú ku variabilite vždy menším podielom. Metódu PCA možno použiť aj na detekciu odľahlých hodnôt, ktoré niekedy potrebujeme vylúčiť z ďalších analýz a je užitočnou metódou pri klasifikácii objektov do zhlukov [1,2,3,4].

Ako vzorku sme si vybrali najväčšieho svetového producenta batérií, spoločnosť ENERGIZER, ktorá v sledovanom období disponovala cca. 30% - 35% tržných podielov (zdroj: AC NIELSEN). Táto spoločnosť distribuovala svoje výrobky na Slovensku v daných kategóriách pod značkami WONDER pre zinko-chloridovú chemickú štruktúru s dominantným postavením primárnych batérií WONDER RED (R06, R14, R20) a batérií ENERGIZER pre alkalickú chemickú štruktúru (LR03, LR14, LR20).

Vstupné dáta predstavujú reálne predajné dáta distribútora tejto spoločnosti s celoslovenským pokrytím maloobchodného trhu a na základe tejto skutočnosti ich môžeme brať ako dostatočne objektívnu vzorku. Vývoj spotreby vybraných prenosných batérií za dané obdobie je na Obr.1.



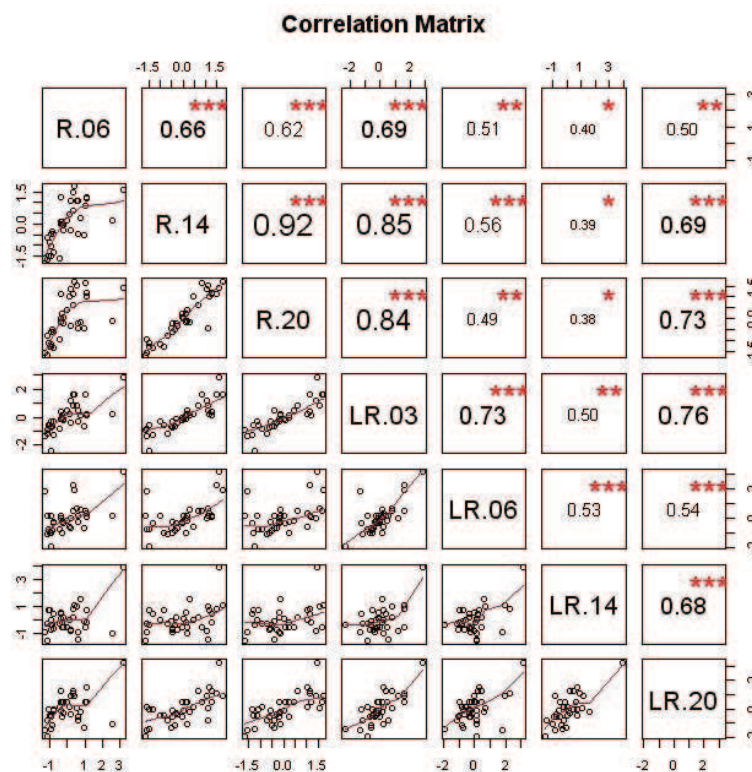
Obrázok 1: Celkový vývoj spotreby prenosných batérií za sledované obdobie

Pri analýze a vyhodnocovaní dát sme v prvom rade zisťovali, či vstupné premenné (t.j. počet predaných kusov jednotlivých druhov batérií) sú korelované, teda či existuje medzi nimi závislosť. Na určenie závislosti bola použitá korelačná matica (Tab.2, Obr.2).

Tabuľka 2: Korelačná matica

	R 06	R 14	R 20	LR 03	LR 06	LR 14	LR 20
R 06	1						
R 14	0,6630	1					
R 20	0,6237	0,9237	1				
LR 03	0,6877	0,8526	0,8371	1			
LR 06	0,5141	0,5588	0,4918	0,7271	1		
LR 14	0,4031	0,3855	0,3804	0,4950	0,5322	1	
LR 20	0,4998	0,6940	0,7265	0,7611	0,5359	0,6823	1

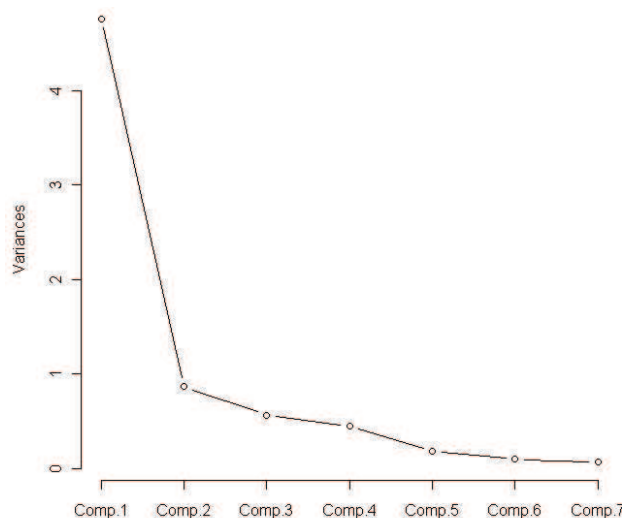
Z výsledkov vyplýva, že veľmi silná pozitívna korelácia je medzi premennými R20 a R14 ($r=0,9237$), LR03 a R14 ($r=0,8526$), LR03 a R20 ($r=0,8526$). Silná korelácia je medzi LR06 a LR03 ($r=0,7271$), LR20 a R20 ($r=0,7265$) a LR20 a LR03 ($r=0,7611$).



Obrázok 2: Korelačná matica

Výstup: R package

Vzhľadom na to, že medzi týmito dvojicami existujú silné vzťahy, použijeme na určenie nových nezávislých premenných metódu hlavných komponentov (PCA). Prostredníctvom tejto metódy sa nahradia pôvodné premenné novými, nezávislými premennými, tzv. hlavnými komponentami. Pri určení hlavných komponentov použijeme vlastné čísla, ktorých vyšetrenie sa realizuje na Cattellovom indexovom grafe úpätia vlastných čísel (Obr.3).



Obrázok 3: Cattello indexový graf úpätia vlastných čísel

Výstup: R package

Z Tab.3 vyplýva, že prvý hlavný komponent popisuje približne 68% celkovej variability údajov a preto ho môžeme považovať za najvýznamnejší. Druhý komponent popisuje približne 12,39%, tretí 8,12% a štvrtý komponent 6,38% celkovej variability. Posledné tri hlavné komponenty popisujú približne 5,07 % celkovej variability.

Tabuľka 3: Výsledok metódy PCA

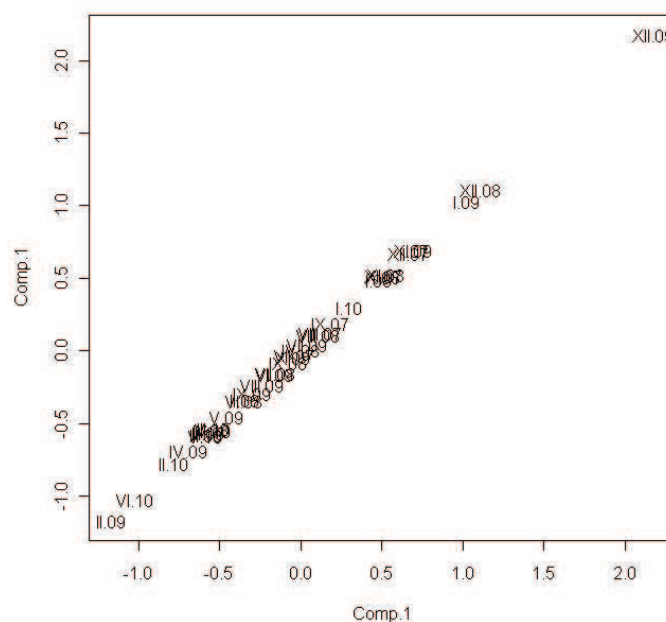
	Comp.1	Comp.2	Comp.3	Comp.4	Comp.5	Comp.6	Comp.7
Vlastné čísla	4,763	0,867	0,568	0,446	0,186	0,010	0,069
Smerodajná odchýlka	2,182	0,931	0,754	0,668	0,431	0,316	0,263
Vysvetlená variabilita (%)	68,04%	12,39%	8,12%	6,38%	2,66%	1,43%	0,98%
Kumulatívna (%)	68,04%	80,43%	88,55%	94,93%	97,59%	99,02%	100,00%

K stanoveniu vhodného počtu hlavných komponentov existuje niekoľko metód. V praxi sa využíva Kaiser-Guttman kritérium, podľa ktorého sa berú do úvahy všetky vlastné čísla, ktorých hodnoty sú väčšie ako jedna [2, 3]. Ďalšie pravidlo odporúča zobrať len toľko hlavných komponentov, ktoré vysvetľujú 70 až 90% celkovej variability [3,4]. Z toho vyplýva, že na určenie nových premenných stačí zobrať prvé dva hlavné komponenty, ktoré spolu pokrývajú viac ako 80,4% celkovej variability v údajoch.

Vplyv pôvodných premenných na hlavné komponenty sa určí prostredníctvom vektorov vlastných čísel. Z výsledkov usudzujeme, že na prvý hlavný komponent významne vplyvajú najmä batérie LR03, R14, R20. Druhý komponent tvorí predovšetkým premenná LR14 a tretí komponent LR06 (Tab.4).

Tabuľka 4: Vplyv pôvodných premenných na prvých 5 hlavných komponentov

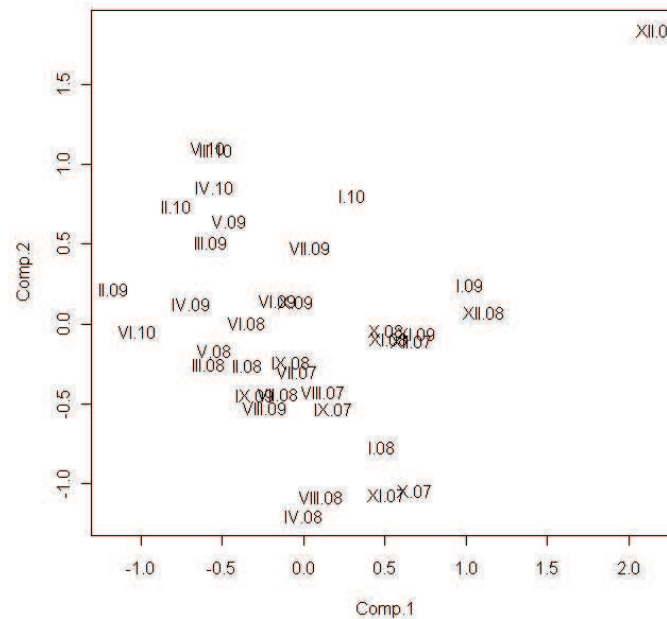
Comp.1	Comp.2	Comp.3	Comp.4	Comp.5
R14	LR14	LR06	R06	LR20
R20				
LR03				



Obrázok 4: Rozptylový diagram komponentného skóre pre 1. hlavný komponent

Výstup: R package

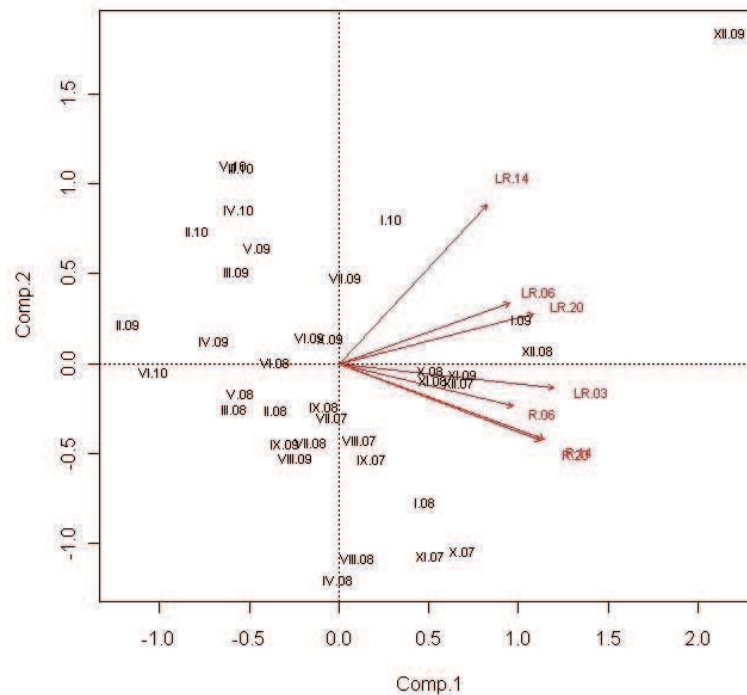
Z rozptylového grafu komponentného skóre pre prvý hlavný komponent (Obr.4) môžeme identifikovať mesiac s najväčším množstvom predaných kusov sledovaných batérií (XII.09) a rovnako mesiace s najmenším počtom (VI.10, II.09). Z výrazného hluku sa oddeľujú ďalšie dva mesiace XII.08 a I.09.



Obrázok 5: Rozptylový diagram komponentného skóre pre 1. a 2. hlavný komponent

Výstup: R package

Grafické zobrazenie údajov pôvodných premenných v súradnicovom systéme jednej hlavnej komponenty vo vzťahu k druhej hlavnej komponente je na Obr.5. Aj v tomto prípade mesiac XII.09 výrazne vybočuje z veľkého zhluku mesiacov.



Obrázok 6: Biplot

Výstup: R package

Kombináciou rozptylového diagramu komponentného skóre a grafu komponentného skóre vzniká dvojný graf, tzv. biplot (Obr.6). Z dvojného grafu napríklad vyplýva, že premenné R20 a R14 sú silne korelované (potvrdila to aj korelačná matica) a mesiac I.09 má veľký podiel v premennej LR20 a LR06. Biplot roztriedil jednotlivé mesiace na základe podobnosti predaného množstva prenosných batérií do niekoľkých zhlukov. Mesiace XII.07, X.08, XI.08 a XI.09 tvoria jeden zhluk. Ďalší zhluk s podobnými vlastnosťami tvoria mesiace X.07, XI.07, IV.08 a VIII.08. Mesiac XII. 2009 sa javí ako silne vybočujúci mesiac.

3. Záver

Pôvodné závislé premenné, ktorých hodnoty predstavovali počet predaných kusov jednotlivých typov batérií za sledované obdobie, sme nahradili dvoma vstupnými nezávislými premennými. Tieto nové premenné (prvé dva hlavné komponenty) boli určené metódou PCA a spolu pokrývajú viac ako 80% celkovej variability dát. Na základe výsledkov analýzy vyplýva, že medzi prvé tri mesiace s najväčším počtom predaných prenosných batérií patria mesiace XII.09, XII.08 a I.09. V týchto mesiacoch dosiahlo komponentné skóre pre prvú hlavnú komponentu najvyššiu hodnotu. Medzi tri mesiace s najnižším množstvom predaných batérií patria mesiace II.09, VI.10 a II.10. Z dvojného grafu vyplýva, že pri vytváraní zhlukov sa prejavuje sezónnosť predaja. V doplnujúcej analýze by bolo vhodné vykonať ďalšiu viacrozmernú štatistickú metódu – zhlukovú analýzu. Pretože viacrozmerné štatistické metódy sa vyznačujú výpočtovou prácnosťou, všetky výsledky sú získané prostredníctvom programu R.

4. Literatúra

- [1]HEBÁK, P. 2007. Vícerozmerné štatistické metódy (3). Praha: Informatorium, 2007, 271 s. ISBN 80-7333-039-3.
- [2]JOLLIFE, I. 2001. Principal Component Analysis. New York: Springer – Verlag, 2001. 487s. ISBN 0-13-7246659-5.
- [3]MELOUN, M. – MILITKÝ, J. 2005. Kompendium štatistického zpracování dat. Praha: Academia, 2005. 982 s. ISBN 80-200-1396-2.
- [4]STANKOVIČOVÁ, I. – VOJTKOVÁ, M. 2007. Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami. Bratislava: Iura Edition, 2007. 261 s. ISBN 978-80-8078-152-1.

Adresa autorov:

Miriám Andrejiová, RNDr., PhD.
Katedra aplikovanej matematiky
a informatiky
SjF TU Košice
Letná 9
042 00 Košice
Miriám.Andrejiova@tuke.sk

Ing. Jozef Olexa
Katedra environmentalistiky
SjF TU Košice
Park Komenského 5
042 00 Košice
jozef.olexa@gmail.com

Analýza inovácií procesu a porovnanie konkurencieschopnosti firiem

Analysis of Process Innovation and comparison competitiveness of firms

Tatiana Arbe

Abstract: The article is focused on the analysis of process innovations – introduction of significantly improved production processes, distributive or supporting activity relating to production of new products or services. We analyse statistic datas about innovations. Basic tool of our analysis is program Excel. We describe relation between sales or labour productivity and number of employees. On the base of comparisation of regression coefficient values we explore if there are differencies in firms which innovate process and those which do not.

Key words: Process Innovations, Improved Methods of Logistics, Innovation of Support of Activities, Accountancy and Information Technology, Labour productivity, work productivity, scatter chart, regression line

Kľúčové slová: Inovácie procesu, zdokonalené metódy logistiky, inovácie podporných činností, účtovníctva, výpočtovej techniky, produktivita práce, efektívnosť práce, bodový graf, regresná priamka

JEL classification: C1, O31, O32

1. Úvod

Krajiny strednej a východnej Európy, ktoré sú novými členskými krajinami Európskej únie, venujú osobitú pozornosť problematike konkurencieschopnosti svojich ekonomík. V počiatočnej fáze transformačného procesu sa venovala veľmi malá pozornosť vplyvu hospodárskej politiky na štruktúrnú adaptáciu a na rast konkurencieschopnosti.

Pri vstupe do Európskej únie museli krajiny splniť aj dve základné ekonomické kritériá. Prvým z nich je existencia fungujúcej trhovej ekonomiky a druhým schopnosť vyrovnat' sa s konkurenčným tlakom trhových síl v EÚ. Vo zvýšenej miere je potrebné venovať pozornosť ich konkurencieschopnosti. Mnoho analýz preukázalo nízku úroveň konkurencieschopnosti tranzitívnych krajín strednej a východnej Európy v porovnaní s vyspelými západnými krajinami.

Slovenská ekonomika zápasí s celým radom problémov, ktoré jej konkurencieschopnosť znižujú. Ešte pred vstupom do EÚ bolo potrebné nájsť vhodnú sústavu nástrojov v rámci štátnej hospodárskej politiky, ktoré by ju slovenskej ekonomike napomohli zvýšiť.

Konkurencieschopnosť podnikov môže byť definovaná ako schopnosť produkovať výrobky a služby, ktoré obstoja v medzinárodných vzťahoch a súčasne zaistia firmám udržiavanie ich vysokých a trvalých príjmov. Všeobecne sa definuje konkurencieschopnosť ako schopnosť firiem, odvetví, regiónov, národov a nadnárodných regiónov **generovať vysokú úroveň príjmov a zamestnanosti.**

Medzi konkurencieschopnosťou a priamymi zahraničnými investíciami existuje teda vysoká miera previazanosti. Zahraničný investor, ktorý rozširuje svoju výrobu na územia iných štátov, je vo väčšine prípadov nositeľom veľmi kvalitných, uznávaných a rešpektovaných výrobkov a služieb, ale aj technológií, strojových zariadení, patentov, manažérskych pracovníkov, know-how či marketingových stratégií.

Problematika konkurencieschopnosti už dávno presiahla hranice problematiky zahraničného obchodu a firemnej úrovne a vstúpil do nej **dôležitý fenomén zintenzívňovania a urýchľovania technologických inovácií. Inovácie – produktov, služieb, procesov, marketingové, či organizačné inovácie**, sa stali **hlavnou hybnou silou globalizácie**, ale aj **príčinou ekonomicko-sociálnej diferenciácie krajín**, vytvárajúc tak bariéry, resp. problémy v procese regionálnej a globálnej integrácie.

Krajiny, ktoré vykazujú technologické a ekonomicko-sociálne medzery stoja pred problémom, aký prístup k naplňovaniu tejto úlohy zvoliť. Rozhodujú sa, či majú zostať len pri osvedčenej makroekonomickej analýze a nástrojoch zabezpečujúcich rovnovážny vývoj ekonomiky v krátkodobom horizonte, alebo či tento prístup doplniť, prípadne alternovať inou paradigmou. Ponúka sa tu práve koncept konkurencieschopnosti, ktorého “videnie” by presiahlo krátkodobý časový horizont.

2. Konkurencieschopnosť inovácií pri procesoch

Súčasťou Programu štátnych štatistických zisťovaní schváleného na roky 2006-2008 vydaného v Zbierke zákonov SR je aj **ŠTATISTICKÉ ZISŤOVANIE O INOVÁCIÁCH** za rok 2008, ktoré realizoval Štatistický úrad SR za účelom posúdenia stavu a vývoja ekonomiky a spoločnosti Slovenskej republiky. Výsledky sa využívajú i pre medzinárodné porovnávania.

Výkaz Inov 1-99 Štatistické zisťovanie o inováciách za rok 2008 obsahuje modul - 651 Inovačné aktivity a výdavky na inovácie produktu, služieb a procesu. Odpovede spravodajských jednotiek na otázky práve tohto modulu sú zdrojom v tomto príspevku analyzovaných údajov.

Inovácia procesu je vo výberovom štatistickom zisťovaní o inováciách zadefinovaná ako zavedenie nového alebo významne zdokonaleného výrobného procesu, distribučnej metódy alebo podpornej činnosti týkajúcej sa podnikových nových výrobkov alebo služieb. Podniky nemali uvádzať výlučne organizačné inovácie.

Tabuľka 1 zachytáva, **ako na otázku realizácie inovácií procesu v rokoch 2006-2008 odpovedalo 11 761 firiem z výberového štatistického zisťovania.**

Podniky mali 2 možnosti odpovedí: 1 – áno; 2 – nie. Zoskupili sme ich podľa toho či odpovedali kladne alebo záporne. 2 612 firiem (22,21%) realizovalo niektoré z inovácií procesu, 9 149 firiem (77,79%) neinovovalo svoje procesy.

V tabuľke sú uvedené sumy a percentá tržieb v oboch skupinách, počty a percentá zamestnancov a úroveň produktivity práce vyjadrená ako podiel tržieb a počtu zamestnancov v danej skupine podnikov.

Pritom 22,21% firiem, ktoré nejaké inovácie procesu realizovali, v danom období zaznamenali až 48,26% podiel na tržbách všetkých firiem. % tržieb podnikov neinovujúcich procesy bolo 51,24%, teda nižšie, ako bol ich percentuálny podiel na celkovom počte všetkých firiem - 77,79%. Podobné disproporcie vidíme aj pri podiele počtu zamestnancov. 22,21% firiem inovujúcich procesy, dosahovalo v rokoch 2006-2008 41,36% podiel na celkovom počte zamestnancov. U firiem, ktoré procesy neinovovali, pripomeňme, že ich bolo 77,79% sa dosiahol 58,64 % podiel na celkovom počte zamestnancov. Tabuľka ďalej ukazuje, že vo firmách inovujúcich procesy sa dosahoval aj vyšší priemerný počet zamestnancov na firmu – 666 zamestnancov oproti 270 zamestnancom pripadajúcim v priemere na jednu procesy neinovujúcu firmu. Opäť nás to láka k záveru, že firmy, ktoré inovujú svoje procesy sú schopné generovať viac pracovných príležitostí.

Tab.1 Inovácie procesu

Údaje	Firmy	
	inovujúce	neinovujúce
Počet firiem	2 612	9 149
% firiem	22,21	77,79
Úhrn tržieb	1 594 167 275	1 709 286 509
% tržieb	48,26	51,74
Tržby na firmu	6 103,243	1 868,277
Minimum tržieb	1 047	10
Maximum tržieb	192 582 941	106 195 735
Počet zamestnancov spolu	339 829	481 831
% zamestnancov	41,36	58,64
Počet zamestnancov na firmu	666	270
Minimálny počet zamestnancov	10	10
Maximálny počet zamestnancov	17 740	3 711
Produktivita práce Q/Z	4 691	3 547

Ďalším pre nás zaujímavým údajom je rozdiel v úrovni priemerných tržieb na firmu v procesy inovujúcich a neinovujúcich podnikoch. Priemerné tržby na firmu inovujúcu svoje procesy sú **6 103,243 €** a na neinovujúcu firmu **1 868,277 €**. Absolútny rozdiel v priemerných tržbách inovujúcich a neinovujúcich firiem je **4 234,966 €** v prospech inovujúcich firiem. Pozoruhodný je i rozdiel v minimách a maximách tržieb v inovujúcich a neinovujúcich firmách. Minimum zamestnancov - 10 je v oboch skupinách firiem rovnaké. Maximum zamestnancov inovujúcich firiem 17 740 vysoko presahuje maximum zamestnancov - 3 711 neinovujúcich firiem. Podstatnejší sa nám však zdá markantný rozdiel v priemernom počte zamestnancov na firmu. Inovujúce firmy vykazujú údaj 666 zamestnancov, neinovujúce len 270 zamestnancov, čo nás pobáda k tvrdeniu, že inovujúce firmy sú schopné generovať viac pracovných miest, ale aj k úvahe, že inovovať procesy sú schopné skôr veľké, než malé či stredné podniky z pohľadu počtu zamestnancov.

Porovnajme si napokon **údaje o produktivite práce** v oboch skupinách podnikov. Produktivitu práce sme vyjadrili ako podiel vážených tržieb a váženého počtu zamestnancov a dosiahli sme hodnoty **4 691 € na 1 zamestnanca v inovujúcich** a **3 547 € na 1 zamestnanca v neinovujúcich firmách**, čo predstavuje **rozdiel 1 144 € na zamestnanca v prospech inovujúcich firiem** a teda aj ich **lepšiu pozíciu v konkurenčnom boji**.

3. Inovácie procesov – závislosť tržieb od počtu zamestnancov

Tabuľka 1 Inovácie produktu zachytáva, ako jednotlivé podniky odpovedali na otázku, či podnik zaviedol v rokoch 2006 – 2008 inovácie procesov. Tieto boli v dotazníku definované ako **zavedenie nového alebo významne zdokonaleného výrobného procesu, distribučnej metódy alebo podpornej činnosti týkajúcej sa podnikových nových výrobkov alebo služieb**.

Podniky mali 2 možnosti odpovedí: 1 – áno; 2 – nie. Zoskupili sme ich podľa toho či odpovedali kladne alebo záporne. 22,21% firiem realizovalo niektoré z inovácií procesu, 77,79% firiem neinovovalo svoje procesy.

Odhady regresnej priamky a R^2 pre odpoveď **áno** vypočítaný programom Excel majú tvar:

$$y = 4514,1x - 277925$$

$$R^2 = 0,2771$$

a pre odpoveď **nie** majú tvar:

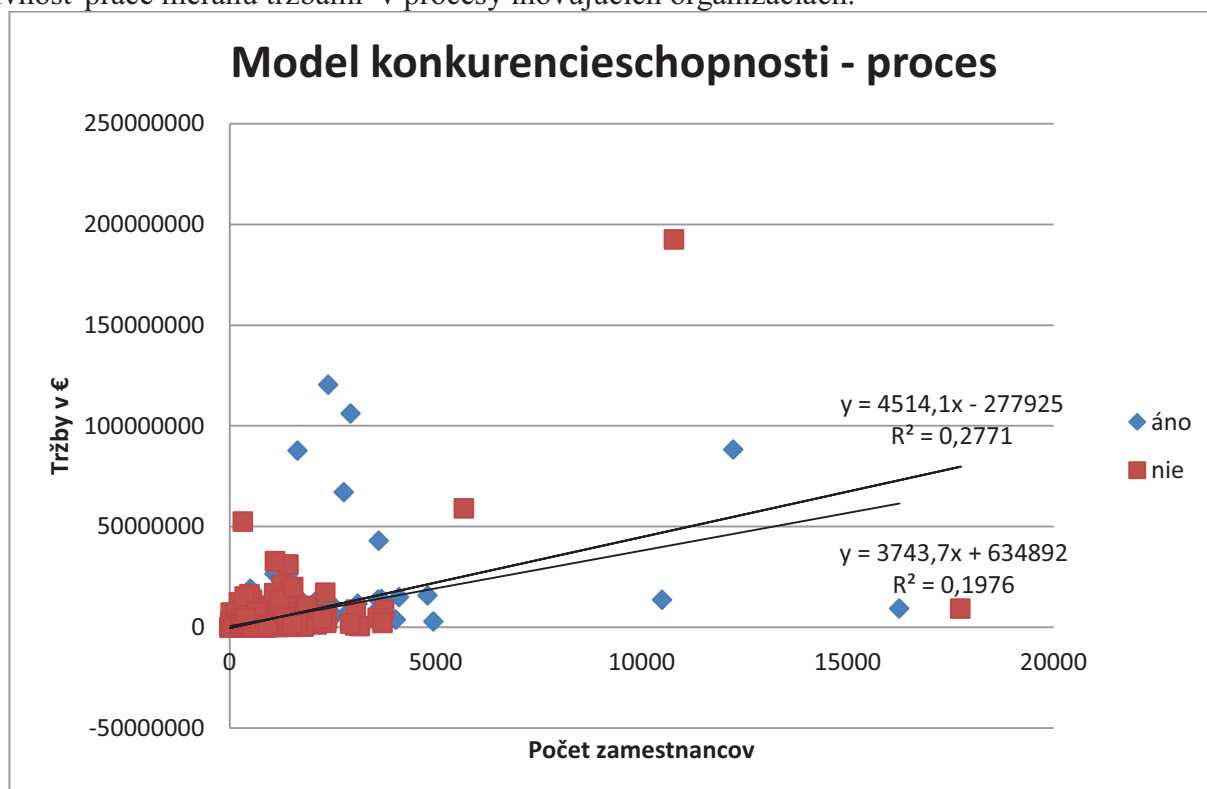
$$y = 3743,7x + 634892$$

$$R^2 = 0,1976$$

Na obr. 1 vidíme graficky znázornené tieto odpovede. Modré kosoštvorce označujú procesy inovujúce a červené štvorce procesy neinovujúce firmy. Os x udáva počet zamestnancov a os y tržby v €.

Cez body inovujúcich, resp. neinovujúcich firiem sú preložené regresné priamky, ktoré sú zobrazené spolu s odhadnutou rovnicou regresnej priamky a indexom determinácie.

Ak porovnáme rovnice priamok i množín bodov, môžeme konštatovať vyššiu efektívnosť práce meranú tržbami v procesy inovujúcich organizáciách.



obr. 1 Inovácie procesov – závislosť tržieb od počtu zamestnancov

Regresná priamka pre inovujúce organizácie má tvar $y = 4514,1x - 277925$ pre neinovujúce organizácie má tvar $y = 3743,7x + 634892$, kde x predstavuje počet zamestnancov a y objem tržieb.

Regresný koeficient pri inovujúcich organizáciách znamená, že ak počet zamestnancov vzrastie o 1 zamestnanca, tak ročné tržby vzrastú o 4514,1 €. Kým u neinovujúcich podnikov podľa regresného koeficientu zvýšenie počtu zamestnancov o 1 zamestnanca vyvolá nárast tržieb o 3743,7 €. To predstavuje rozdiel 770,4 € na jedného zamestnanca v prospech inovujúcich firiem.

Hodnoty R^2 sú 0,28 a 0,20, čo predstavuje malú mieru vysvetlenej variability tržieb v modeloch odpovedajúcich áno resp. nie.

4. Inovácie procesov - závislosť produktivity práce od počtu zamestnancov

Výsledky vyobrazené na obr. 2 zachytávajú odpovede 2296 firiem na otázku: **Realizovala Vaša firma v rokoch 2006 - 2008 inovácie procesov?** Sledovali sme ako sa ich ne/realizovanie prejavilo na vývoji produktivity práce. Kladne na danú otázku odpovedalo 22,21% firiem, záporne 77,79% organizácií.

Odhady regresnej priamky a R^2 pre odpoveď áno vypočítaný programom Excel majú tvar:

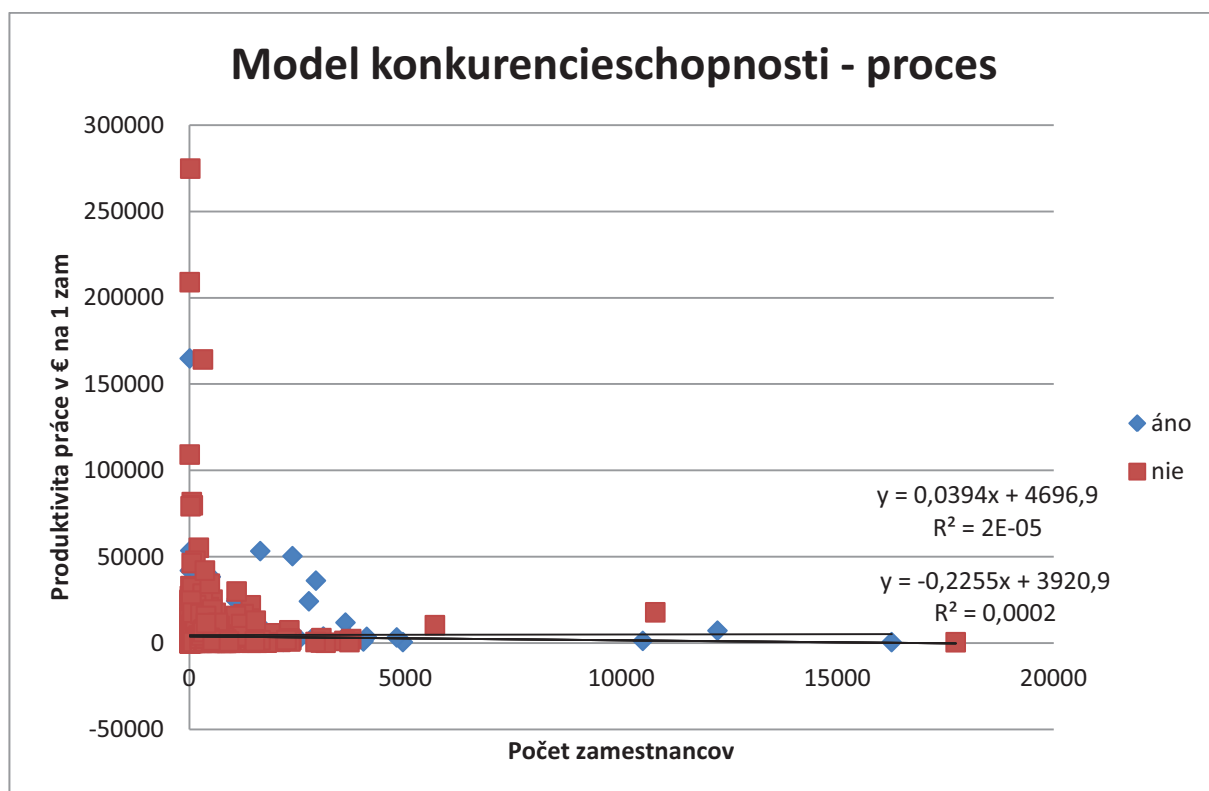
$$y = 0,0394x + 4696,9$$

$$R^2 = 2E-05$$

a pre odpoveď nie majú tvar:

$$y = -0,2255x + 3920,9$$

$$R^2 = 0,0002$$



Obr. 2 Inovácie procesov - závislosť produktivity práce od počtu zamestnancov

Bodovými grafmi s regresnými priamkami sme vyjadrili závislosť produktivity práce od počtu zamestnancov v oboch skupinách podnikov – s kladnou i zápornou odpoveďou. Výsledky sú na obr. 2. Zhluky bodov - modré kosoštvorce reprezentujú inovujúce a červené štvorce - neinovujúce podniky, pričom x-ovú súradnicu predstavuje počet zamestnancov.

Cez body inovujúcich, resp. neinovujúcich firiem sú preložené regresné priamky, ktoré sú zobrazené spolu s odhadnutou rovnicou regresnej priamky a indexom determinácie.

Hodnoty R^2 sú 10^{-5} resp. **0,0002**, čo predstavuje prakticky nezávislosť produktivity práce od počtu zamestnancov v oboch modeloch odpovedajúcich áno resp. nie. Tzn., že tu nie je žiadna vypovedacia schopnosť.

5. Záver

Konkurencieschopnosť firiem vyjadrená produktivitou práce je v procesy inovujúcich firmách vyššia ako v neinovujúcich firmách. Výsledky analýz dokazujú, že inovujúce firmy

dosahujú lepšie ekonomické výsledky ako neinovujúce firmy, nielen vyššiu produktivitu práce, ale aj vyššie tržby.

6. Literatúra

- [1] Výkaz Inov 1-99 ŠSTATISTICKÉ ZISŤOVANIE O INOVÁCIÁCH za rok 2008
- [2] Chajdiak Jozef, 2009: Štatistika v Exceli 2007. Bratislava: Statis, 304 s. ISBN 978-80-85659-49- 8.
- [3] Chajdiak Jozef, Arbe Tatiana a kol. Konkurencieschopnosť inovácií v SR, Bratislava: Statis, 2011. 154 s. ISBN 978-80-85659-66-5.

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

Adresa autora:

Tatiana Arbe
ÚM STU
Bratislava
tatiana.arbe@stuba.sk

K meraniu cyklickosti (sezónnosti) časových radov a jej regularity On measuring cyclicalit (seasonality) of time series and its regularity

Peter Bilka, Martin Boďa

Abstract: The article sketches an idea of measuring cyclicalit (seasonality) of time series for the purpose of comparison. Some measures of degree of cyclicalit (seasonality) and of its regularity are intuitively developed and utilized in a task inspired by applied research on employment in sectors of economy.

Key words: degree of cyclicalit (seasonality), measures of cyclicalit (seasonality)

Kľúčové slová: stupeň cyklickosti (sezónnosti), miera cyklickosti (sezónnosti)

JEL classification: C19, C22, E39.

1. Úvod

Máme observácie aspoň dvoch časových radov, ktoré nemusia byť rovnako dlhé, nemusia byť vôbec vykazované v rovnakej frekvencii a môže ísť dokonca o kvalitatívne úplne odlišné časové rady (napr. časový rad kvartálnej spotreby nejakej suroviny vo výrobnom závode a časový rad najvýraznejších denných nočných teplôt na severnom magnetickom póle). Jedinou podmienkou je neprerušený sled observácií (resp. absencia chýbajúcich hodnôt uprostred časového radu), konštantné časové úseky jednotlivých observácií a dostatočná dĺžka observovaného časového radu pre aplikáciu. Nepochybuje sa pritom, že v danom časovom rade je cyklický (resp. sezónny) komponent. V tomto článku sa nerozlišuje medzi cyklickosťou a sezónnosťou v časovom rade a uvažuje sa v zmysle dekompozície časového radu na trendovú, cyklickú (sezónnu) a iregulárnu zložku. Sú zadane dve úlohy: Na jednej strane je úlohou zmerať mieru cyklickosti (sezónnosti) v časovom rade a stanoviť, ktorý z časových radov k dispozícii sa vyznačuje vyšším stupňom cyklickosti (sezónnosti). Na druhej strane je cieľom zistiť, ktorý z časových radov je z hľadiska cyklickosti (sezónnosti) regulárnejší a jeho cyklická (sezónna) zložka je „pekne vyzerajúca“. Obom úlohám je v krátkom príspevku venovaná istá pozornosť.

2. Meranie cyklickosti (sezónnosti)

Realisticky máme k dispozícii nejakú konečnú diskretizovanú ekvidištancnú realizáciu $x_1, \dots, x_n$ stochastického procesu $\{X_t, t \in \mathbf{T}\}$ na indexnej množine $\mathbf{T} \in [0, \infty)$. Predpokladá sa, že dáta generujúci stochastický proces X_t je určený trendovým deterministickým komponentom T_t , cyklickým (sezónnym) deterministickým komponentom C_t a iregulárnym stochastickým komponentom ε_t s aditívnym funkčným vzťahom, tzn. platí $X_t = T_t + C_t + \varepsilon_t$. Hoci pri praktickej aplikácii nezriedka uplatnenie nachádzajú modely s multiplikatívnym vzťahom, že platí $X_t = T_t \times C_t \times \varepsilon_t$, tento predpoklad nie je z praktického hľadiska obmedzujúci, pretože multiplikatívny model je transformovateľný na aditívny model logaritmovaním, čiže $\log X_t = \log T_t + \log C_t + \log \varepsilon_t$ (pozri aj komentár u Andersona, 1971, s. 58-59). Predpokladajme ale nateraz, že cyklický (sezónny) komponent je známy. Stupeň cyklickosti (sezónnosti) možno merať priemernou plochou, ktorú pomyslene graf cyklického (sezónneho) komponentu ohraničuje okolo horizontálnej časovej osi, ako je to znázornené šedou farbou v schéme č. 1(a), čomu korešponduje vzťah

$$\Theta = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T |C_t| dt. \quad (1)$$

V prípade, že stochastický proces nepozostáva z cyklického (sezónneho) komponentu, je integrál na pravej strane vzťahu (1) nulový a stupeň cyklickosti (sezónnosti) je následne $\Theta = 0$. Ďalšou možnosťou, ako definovať mieru cyklickosti, je pomerovať integrál vo vzťahu (1) nie masou časových úsekov T , lež počtom vykonaných cyklov. Ak sa cyklus opakuje v intervaloch o rozpätí k , za čas T ubehne T/k cyklov, a preto možno vzťah (1) modifikovať do podoby

$$\Theta^* = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T/k} \int_0^T |C_t| dt, \quad (2)$$

pričom ide matematicky o malú úpravu, ale z interpretačného hľadiska sa vzťahom (2) získava priemerná (typická) plocha vymedzená jedným cyklom vzhľadom k osi času. Opäť v prípade, že absentuje v časovom rade cyklickosť (sezónnosť), platí $\Theta^* = 0$. Nevýhoda oboch mier cyklickosti (sezónnosti) vo vzťahoch (1) a (2) je ich neohraničenosť zhora a sú vhodné iba pre vzájomné porovnávanie časových radov za určitých okolností z hľadiska stupňa cyklickosti (sezónnosti).

Samozrejme, pri samotnej aplikácii mier nemožno vychádzať zo znalosti cyklického (sezónneho) komponentu C_t čo i len na časti indexnej množiny T , avšak je možné získať vhodný odhad cyklického (sezónneho) komponentu $\hat{C}_1, \dots, \hat{C}_n$ zodpovedajúceho konkrétnemu observovanému časovému radu $x_1, \dots, x_n$. Krátka poznámka o možnostiach získania takéhoto odhadu je obsiahnutá v samotnej štvrtej sekcii v príspevku. Výsledkom odhadovania je množina bodov $(1, \hat{C}_1), \dots, (n, \hat{C}_n)$, ktorých časovo postupným spojením úsečkami možno znázorniť časový priebeh (odhadnutého) cyklického (sezónneho) komponentu vzhľadom k horizontálnej časovej osi, ako to znázorňuje schéma č. 1(b). Stanoviť odhad integrálu vo vzťahoch (1) a (2) si vyžaduje takto stanoviť plochu vymedzenú skladanou lineárnou funkciou určenou bodmi $(1, \hat{C}_1), \dots, (n, \hat{C}_n)$ a časovou osou na intervale $(1, n)$. Zjavne najjednoduchšie je rozdeliť interval časovej osi $(1, n)$ na navzájom sa neprekrývajúce rovnako široké intervaly $(1, 2), (2, 3), \dots, (n-1, n)$ a stanoviť plochy čiastkovo. Pre ľubovoľný interval $(t-1, t)$ je potrebné stanoviť obsah plochy medzi horizontálnou časovou osou a lineárnou funkciou prechádzajúcou bodmi $(t-1, \hat{C}_{t-1})$ a $(t, \hat{C}_t)$. Môžu nastať dve situácie: alebo úsečka $\hat{C}_{t-1}\hat{C}_t$ prechádza časovou osou (ako napr. na intervale $(2, 3)$ v schéme č. 1(b)), alebo úsečka $\hat{C}_{t-1}\hat{C}_t$ časovou osou neprechádza (ako napr. na intervale $(1, 2)$ v schéme č. 1(b)). Je jednoduché ukázať, že úsečka $\hat{C}_{t-1}\hat{C}_t$ časovú os pretína len a len vtedy, keď $(2\hat{C}_{t-1} - \hat{C}_t)/(\hat{C}_{t-1} - \hat{C}_t) \in [1, 2]$, vtedy je plocha určená časovou osou a úsečkou $\hat{C}_{t-1}\hat{C}_t$ daná vzorcom $0.5 \times (\hat{C}_{t-1}^2 + \hat{C}_t^2)/(|\hat{C}_{t-1}| + |\hat{C}_t|)$. V opačnom prípade, keď úsečka $\hat{C}_{t-1}\hat{C}_t$ nepretína časovú os, riadi sa plocha vzorcom $0.5 \times |\hat{C}_{t-1} + \hat{C}_t|$. Ak sa predpokladá, že cyklus sa opakuje každých k pozorovaní, v dôsledku toho teoretické vzťahy (1) a (2) praktická aplikácia nahrádza postupne vzťahmi

$$\hat{\Theta} = \frac{1}{n-1} \sum_{t=2}^{t=n} P_t(\hat{C}_{t-1}, \hat{C}_t) \quad (3)$$

a

$$\hat{\Theta}^* = \frac{k}{n-1} \sum_{t=2}^{t=n} P_t(\hat{C}_{t-1}, \hat{C}_t), \quad (4)$$

kde pre $\forall t \in \{2, \dots, n\}$

$$P_t(\hat{C}_{t-1}, \hat{C}_t) = 0.5 \times (\hat{C}_{t-1}^2 + \hat{C}_t^2)/(|\hat{C}_{t-1}| + |\hat{C}_t|), \quad \text{ak } (2\hat{C}_{t-1} - \hat{C}_t)/(\hat{C}_{t-1} - \hat{C}_t) \in [1, 2],$$

$$P_t(\hat{C}_{t-1}, \hat{C}_t) = 0.5 \times |\hat{C}_{t-1} + \hat{C}_t|, \quad \text{inak.} \quad (5)$$

Iný prístup k meraniu cyklickosti (sezónnosti) motivovaný vzťahmi (1) a (2) je možné založiť na priemernej absolútnej veľkosti cyklického (sezónneho) komponentu a definovať mieru cyklickosti (sezónnosti) vzťahom

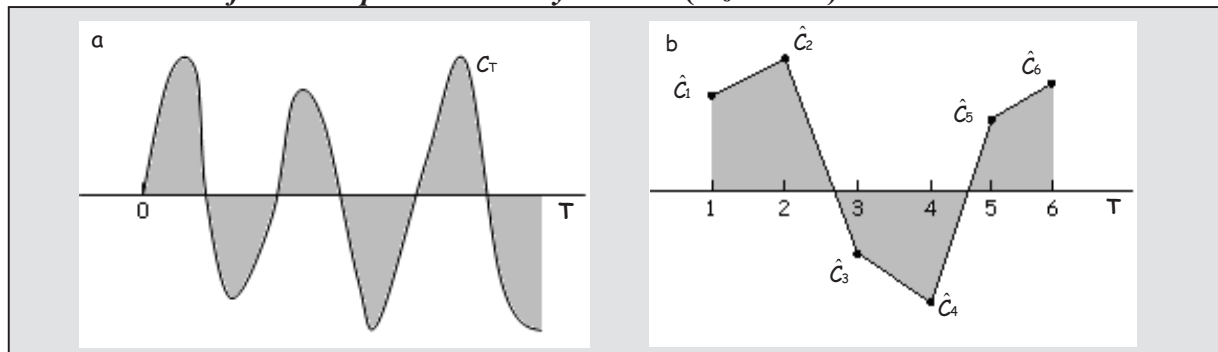
$$\hat{\Theta} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{t=n} |\hat{C}_t| \quad (6)$$

alebo

$$\hat{\Theta}^* = \frac{k}{n} \sum_{t=1}^{t=n} |\hat{C}_t|. \quad (7)$$

V oboch prípadoch ide o akúsi priemernú absolútnu cyklickosť.

Schéma č. 1: Grafická interpretácia mier cyklickosti (sezónnosti)



Zdroj: vlastné spracovanie.

Je zjavné, že uvedené miery cyklickosti (sezónnosti) nie sú vhodné na bezprostredné použitie pre porovnávanie cyklickosti (sezónnosti) časových radov vykazovaných pri iných merných jednotkách alebo pri rôznej variabilite merných jednotiek, a preto môže byť potrebné pôvodné hodnoty $\hat{C}_1, \dots, \hat{C}_n$ pred samotným použitím preškálovať, a síce pomocou observácií časového radu $x_1, \dots, x_n$ alebo pomocou odhadnutých hodnôt trendu $\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_n$ (resp. hodnotami radu $x_1 - \hat{C}_1, \dots, x_n - \hat{C}_n$). Teda miesto $\hat{C}_1, \dots, \hat{C}_n$ (aditívne merania) sa ako vstup pre spočítanie mier cyklickosti (sezónnosti) určených vzťahmi (3), (4), (6) a (7) sa použije alebo $\hat{C}_1 / x_1, \dots, \hat{C}_n / x_n$ (relativizované aditívne merania), alebo cyklické (sezónne) indexy $x_1 / \hat{T}_1, \dots, x_n / \hat{T}_n$ (multiplikatívne merania). Rezultujúci prehľad získavších mier dáva nasledujúca schéma.

Schéma č. 2: Prehľad proponovaných mier cyklickosti (sezónnosti)

Miera cyklickosti (sezónnosti)	Aditívne merania	Relativizované aditívne merania	Multiplikatívne merania
„Masa cyklu“ pripadajúca na pozorovanie	$\hat{\Theta} = \frac{1}{n-1} \sum_{t=2}^{t=n} P_t(\hat{C}_{t-1}, \hat{C}_t)$	$\hat{\Theta} = \frac{1}{n-1} \sum_{t=2}^{t=n} P_t\left(\frac{\hat{C}_{t-1}}{x_{t-1}}, \frac{\hat{C}_t}{x_t}\right)$	$\hat{\Theta} = \frac{1}{n-1} \sum_{t=2}^{t=n} P_t\left(\frac{x_{t-1}}{\hat{T}_{t-1}}, \frac{x_t}{\hat{T}_t}\right)$
„Masa cyklu“ pripadajúca na periódu	$\hat{\Theta}^* = \frac{k}{n-1} \sum_{t=2}^{t=n} P_t(\hat{C}_{t-1}, \hat{C}_t)$	$\hat{\Theta}^* = \frac{k}{n-1} \sum_{t=2}^{t=n} P_t\left(\frac{\hat{C}_{t-1}}{x_{t-1}}, \frac{\hat{C}_t}{x_t}\right)$	$\hat{\Theta}^* = \frac{k}{n-1} \sum_{t=2}^{t=n} P_t\left(\frac{x_{t-1}}{\hat{T}_{t-1}}, \frac{x_t}{\hat{T}_t}\right)$
Priemerná absolútna cyklickosť na pozorovanie	$\hat{\Theta} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{t=n} \hat{C}_t $	$\hat{\Theta} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{t=n} \left \frac{\hat{C}_t}{x_t} \right $	$\hat{\Theta} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{t=n} \left \frac{x_t}{\hat{T}_t} \right $
Priemerná absolútna cyklickosť na periódu	$\hat{\Theta}^* = \frac{k}{n} \sum_{t=1}^{t=n} \hat{C}_t $	$\hat{\Theta}^* = \frac{k}{n} \sum_{t=1}^{t=n} \left \frac{\hat{C}_t}{x_t} \right $	$\hat{\Theta}^* = \frac{k}{n} \sum_{t=1}^{t=n} \left \frac{x_t}{\hat{T}_t} \right $

Zdroj: vlastné spracovanie.

3. Meranie regularity cyklickosti (sezónnosti)

Nie vždy musí mať cyklický (sezónny) komponent C_t pravidelné správanie v čase, resp. nemusí ísť o (striktne, tzn. definične) periodickú funkciu v čase, čo je príznačné pre mnohé ekonomické časové rady, ktorých cyklické správanie je ovplyvňované zmenou paradigiem ekonomického prostredia. Je niekedy dôležité vedieť, či časový rad je regulárne cyklický (sezónny) a cyklickosť ktorého z časových radov k dispozícii sa javí byť pravidelnejšia. Analogicky predchádzajúcej sekcii budú navrhnuté isté miery regularity cyklickosti (sezónnosti). Teraz sa vynucuje predpoklad, že cyklickému (sezónnemu) komponentu C_t je možné priradiť jeho regulárne periodický pendant Γ_t (pozri schému č. 3(a)). V takejto situácii je potrebné merať vhodne vzdialenosť medzi cyklickým (sezónnym) komponentom C_t a jeho regulárne periodickým pendantom Γ_t . V duchu vzťahov (1) a (2) je možné zaviesť miery regularity cyklickosti (sezónnosti)

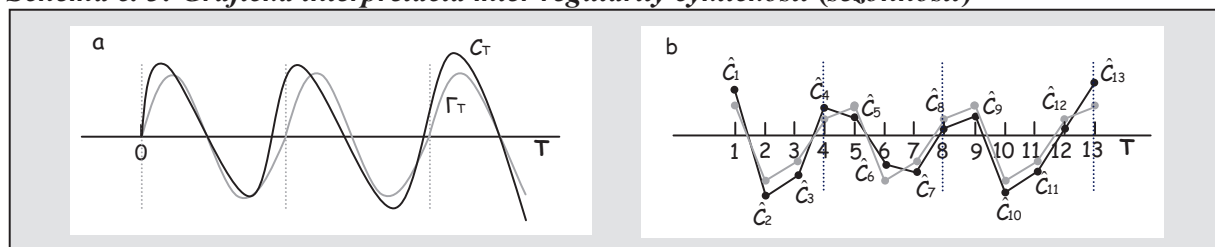
$$\Upsilon = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T |C_t - \Gamma_t| dt, \quad (8)$$

resp.

$$\Upsilon^* = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T/k} \int_0^T |C_t - \Gamma_t| dt, \quad (9)$$

pričom miera Υ meria plochu rozdielu medzi C_t a Γ_t pripadajúcu na jednotku časového úseku a miera Υ^* kvantifikuje túto plochu pripadajúcu na jeden cyklus. V prípade, ak je cyklus časového radu regulárny, je zjavne $\Upsilon = \Upsilon^* = 0$. Väčšie poruchy v regularite cyklu vedú aj k vyššej hodnote oboch mier. Podobne ako miery Θ a Θ^* , aj miery Υ a Υ^* sú teoreticky neohraničené zhora a sú použiteľné iba pre vzájomné porovnávanie časových radov za určitých okolností z hľadiska stupňa regularity cyklickosti (sezónnosti).

Schéma č. 3: Grafická interpretácia mier regularity cyklickosti (sezónnosti)



Zdroj: vlastné spracovanie.

V diskretizovanom observovanom prípade sa predpokladá, že cyklus sa prejavuje každých k pozorovaní, a pri vlastnej aplikácii je potrebné odhadu cyklického (sezónneho) komponentu $\hat{C}_1, \dots, \hat{C}_n$ priradiť odhad zodpovedajúceho regulárne periodického komponentu $\hat{\Gamma}_1, \dots, \hat{\Gamma}_n$. Každý regulárne periodický komponent sa bude v postupnosti $\hat{\Gamma}_1, \dots, \hat{\Gamma}_n$ opakovať toľkokrát, koľkokrát sa v časovom rade vyskytuje príslušné obdobie cyklu (sezónnosti) časového radu (tzn. napr. kvartál, ak sa cyklickosť (sezónnosť) prejavuje kvartálne v roku). Najjednoduchším prístupom je – imitujúc tradičný postup (pozri napr. Anderson, 1971, s. 56-58) – pre každé obdobie cyklu (sezónnosti) stanoviť odhad regulárne periodického komponentu ako priemer odhadov cyklických (sezónnych) komponentov v predmetnom období cyklu (sezónnosti) a korigovať o celkový priemer odhadov cyklických (sezónnych) komponentov, resp. použiť pre každé obdobie cyklickosti (sezónnosti) $\forall j \in \{1, \dots, k\}$

$$\hat{\Gamma}_j = \frac{1}{\#\varphi(j)} \sum_{\varphi(j)} \hat{C}_t - \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{t=n} \hat{C}_t, \quad (10)$$

kde $\varphi(j)$ reprezentuje všetky výskyty obdobia j v časovom rade a $\#\varphi(j)$ zastupuje počet týchto výskytov.

Merat' stupeň regularity (sezónnosti) časového radu potom znamená merať vzdialenosť $\hat{C}_1, \dots, \hat{C}_n$ od $\hat{\Gamma}_1, \dots, \hat{\Gamma}_n$, ako je to naznačené obrázkom v schéme č. 3(b). (Pre zachovanie názornosti neboli označené hodnoty $\hat{\Gamma}_1, \dots, \hat{\Gamma}_n$, ale nie je dotknutá vypovedateľnosť obrázka.) Nanucuje sa vytvoriť rozdiely $\hat{C}_1 - \hat{\Gamma}_1, \dots, \hat{C}_n - \hat{\Gamma}_n$, čím sa získava – analogicky výkladu v predchádzajúcej sekcii – množina bodov $(1, \hat{C}_1 - \hat{\Gamma}_1), \dots, (n, \hat{C}_n - \hat{\Gamma}_n)$ a je možné analogicky definovať diskretizované aproximácie vzťahov (8) a (9) pomocou vzorcov (3) a (4) v podobe

$$\hat{Y} = \frac{1}{n-1} \sum_{t=2}^{t=n} P_t(\hat{C}_{t-1} - \hat{\Gamma}_{t-1}, \hat{C}_t - \hat{\Gamma}_t), \quad \hat{Y}^* = \frac{k}{n-1} \sum_{t=2}^{t=n} P_t(\hat{C}_{t-1} - \hat{\Gamma}_{t-1}, \hat{C}_t - \hat{\Gamma}_t) \quad (11)$$

resp. pomocou (6) a (7)

$$\hat{Y} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{t=n} |\hat{C}_t - \hat{\Gamma}_t|, \quad \hat{Y}^* = \frac{k}{n} \sum_{t=1}^{t=n} |\hat{C}_t - \hat{\Gamma}_t|. \quad (12)$$

Interpretácia uvedených mier a vlastností korešpondujú so vzorovými mierami vo vzťahoch (3), (4), (6) a (7). Bezprostredné využitie miery regularity cyklickosti (sezónnosti) pri porovnávaní časových radov si zjavne bude žiadať miesto pôvodných *aditívnych meraní* $\hat{C}_1 - \hat{\Gamma}_1, \dots, \hat{C}_n - \hat{\Gamma}_n$ ich vyškáľovanie pôvodnými hodnotami časového radu a použitie *relativizovaných aditívnych meraní* $(\hat{C}_1 - \hat{\Gamma}_1)/x_1, \dots, (\hat{C}_n - \hat{\Gamma}_n)/x_n$ alebo tento postup aplikovať nad multiplikatívnym modelom sezónnosti a použiť *multiplikatívne merania* $x_1/\hat{T}_1 - \hat{\Gamma}_1, \dots, x_n/\hat{T}_n - \hat{\Gamma}_n$, pričom v tomto poslednom prípade je regulárne periodický komponent $\hat{\Gamma}_1, \dots, \hat{\Gamma}_n$ stanovený z hodnôt cyklických (sezónnych) indexov $x_1/\hat{T}_1, \dots, x_n/\hat{T}_n$.

4. Poznámka k možnostiam získavania odhadu cyklického (sezónneho) komponentu

Aplikovateľnosť uvažovaných procedúr si žiada odhad cyklického (sezónneho) komponentu $\hat{C}_1, \dots, \hat{C}_n$ získaného z observovaného časového radu $x_1, \dots, x_n$, ktorý môže byť získaný detrendovaním za pomoci vhodnej filtračnej techniky, ako je napríklad Hodrickov-Precottov filter, Butterworthov filter, pásmový (*band pass*) filter, ARIMA vybielenie (*prewhitening*) časového radu alebo trigonometrický regresný filter. Pregnantný prehľad týchto metód poskytujú Lamová, Pérez a Schuknecht (2007, s. 12-16) alebo Pollock (2000), resp. Balcilar (2007). Alternatívou k filtračným procedúram môže byť napríklad použitie Harveyho základného štruktúrneho modelu (pozri napr. Birrell et al., 2008, s. 3-4, alebo Harvey, 1989, s. 47).

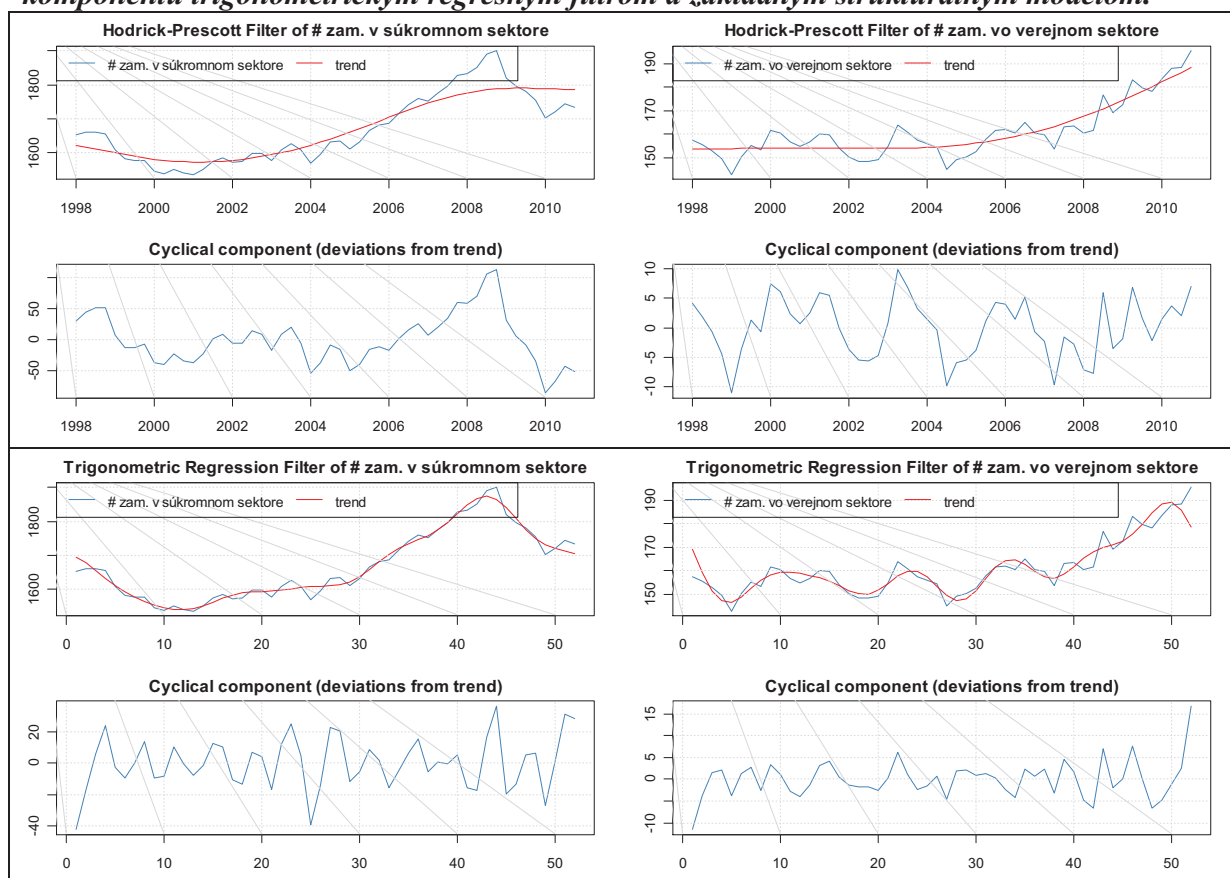
S použitím filtračných techník ale vznikajú minimálne tri problémy: (1.) Ide o mechanické filtrovanie časového radu a v odhade cyklického (sezónneho) komponentu $\hat{C}_1, \dots, \hat{C}_n$ sa nenachádza iba samotný neznámy neobservovaný cyklický (sezónny) komponent, ale aj neobservovaný iregulárny komponent a tiež filtračný šum zostávajúci po potenciálnom a pravdepodobne neúplnom odfiltrovaní neobservovaného trendového komponentu. (2.) V dôsledku toho nemožno posúdiť kvalitu filtrovania a rôzne filtrovacie techniky poskytujú rôzne (viac alebo menej prísnejšie) odhady cyklického (sezónneho) komponentu. (3.) Mechanické filtrovanie nezohľadňuje pravdepodobnostné vlastnosti generujúceho stochastického procesu, a preto získaný odhad cyklického (sezónneho) komponentu spravidla nemá vhodné štatistické vlastnosti a nie je možné bez prijímania dodatočných (a v praxi zjavne ťažko naplniteľných) predpokladov robiť inferenciu o cyklickosti a sezónnosti.

V niektorých prípadoch sa použitím filtra strácajú niektoré prvé a posledné pozorovania, čo nemá vplyv na predkladané návrhy; stačí totiž zanedbať tieto pozorovania a pracovať s redukovaným rozsahom časového radu.

5. Empirická demonstrácia

Použitie uvedených mier bude ukázané na časovom rade počtu zamestnancov verejného sektora a počtu zamestnancov súkromného sektora v Slovenskej republike za obdobie od 1998Q1 až po 2010Q4. Údaje boli získané z Eurostatu a zahŕňajú celkovo 52 kvartálnych pozorovaní a so zreteľom na väzbu sledovaných časových radov na silne sezónne ekonomické ukazovatele sa predpokladá, že je v nich obsiahnutá sezónnosť kvartálnej frekvencie. Cieľom krátkej empirickej demonstrácie je zistiť, ktorý z uvedených časových radov je komparatívne sezónnejší a ktorý z nich manifestuje vyššiu regularitu sezónnosti. Pre dekompozíciu časových radov boli použité tri metódy: Hodrickov-Prescottov filter (cf. Hodrick a Prescott, 1997) a trigonometrický regresný filter (cf. Balcilar, 2007). Všetky výpočty a grafické znázornenia boli vypracované v programe R (pri filtrovaní a odhadovaní štrukturálneho modelu boli použité príslušné funkcie v balíku „mFilter“). Pôvodné časové rady, odhady trendového komponentu a sezónneho komponentu približuje schéma č. 4.

Schéma č. 4: Pôvodné a vyhladené hodnoty uvažovaných časových radov a odhad sezónneho komponentu trigonometrickým regresným filtrom a základným štrukturálnym modelom.



Zdroj: vlastné spracovanie podľa výstupov z programu R.

Pri oboch časových radoch je badateľná prítomnosť štrukturálneho sezónneho (komponentu). Je zjavné, že Hodrickov-Prescottov filter filtruje časový rad veľmi dôsledne a až tak, že filtrát časového radu (v podstate iba) dáva náznaky trendového komponentu, a že trigonometrický regresný filter vyhladzuje časový rad znateľne menej výrazne. Rôzne filtrovacie postupy sa vyznačujú rôznou intenzitou prístnosti vyhladzovania pri odhadovaní trendového

komponentu. Výsledky aplikácie proponovaných vzťahov vo variante zodpovedajúcom jednému pozorovaniu (teda „masa cyklu“ pripadajúca na pozorovanie $\hat{\Theta}$, priemerná absolútna cyklickosť na pozorovanie $\hat{\Theta}$, „masa iregularity cyklu“ pripadajúca na pozorovanie $\hat{Y}$ a priemerná absolútna iregularita cyklu na pozorovanie $\hat{Y}$). Výsledky aplikácie uvedených mier reportuje tabuľka č. 1.

Tabuľka č. 1: Výsledky aplikácie mier sezónnosti a jej regularity pre uvažované časové rady

SLOVENSKÁ REPUBLIKA		POČET ZAMESTNANCOV V SÚKROMNOM SEKTORE			POČET ZAMESTNANCOV VO VEREJNOM SEKTORE		
		Aditívne merania	Aditívne relativizované merania	Multiplikatívne merania (indexy)	Aditívne merania	Aditívne relativizované merania	Multiplikatívne merania (indexy)
VÝSLEDKY PRE TRIGONOMETRICKÝ REGRESNÝ FILTER							
Stupeň sezónnosti	$\hat{\Theta}$	9.8738 (0.00591 [†])	0.00589	1.00044	2.3154 (0.01431 [†])	0.01411	1.00066
	$\hat{\Theta}$	12.235 (0.007331 [†])	0.007302	1.00049	2.9382 (0.018251 [†])	0.01785	1.00133
Stupeň regularity sezónnosti	$\hat{Y}$	17.997 (0.010781 [†])	0.01078	0.010749	2.5295 (0.015711 [†])	0.01542	0.01545
	$\hat{Y}$	23.1518 (0.013871 [†])	0.013863	0.013804	3.2097 (0.019941 [†])	0.01948	0.01959
VÝSLEDKY PRE HODRICKOV-PRESCOTTOV FILTER							
Stupeň sezónnosti	$\hat{\Theta}$	29.645 (0.01771 [†])	0.01740	0.99985	3.7304 (0.02311 [†])	0.02358	0.99921
	$\hat{\Theta}$	30.499 (0.01821 [†])	0.01792	0.99975	4.0301 (0.025051 [†])	0.02531	0.99984
Stupeň regularity sezónnosti	$\hat{Y}$	31.272 (0.018741 [†])	0.01843	0.018436	3.8831 (0.024141 [†])	0.02446	0.02439
	$\hat{Y}$	32.840 (0.019681 [†])	0.01938	0.01940	4.2159 (0.026211 [†])	0.02640	0.02633

†) Relativizované predelením priemerom hodnôt časového radu.

Zdroj: vlastné spracovanie.

Hoci merné jednotky oboch časových radov sú zhodné, oba časové rady majú rôznu úroveň hodnôt, a preto je potrebné sa pri interpretácii opierať o aditívne relativizované merania alebo o multiplikatívne merania. Okrem toho boli spočítané miery pri aditívnych meraniach na zabezpečenie porovnateľnosti relativizované predelením priemernou úrovňou hodnôt časového radu. Nakoľko v prípade oboch filtrov sú pri aditívnych meraniach a relativizovaných aditívnych meraniach v oboch prípadoch nižšie hodnoty všetkých štyroch sledovaných mier $\hat{\Theta}$, $\hat{\Theta}$, $\hat{Y}$ a $\hat{Y}$ pri časovom rade počtu zamestnancov v súkromnom sektore, možno sa domnievať, že počet zamestnancov v súkromnom sektore je menej cyklický než počet zamestnancov vo verejnom sektore a taktiež, že jeho cyklickosť počtu zamestnancov v súkromnom sektore je komparatívne regulárnejšia než cyklickosť počtu zamestnancov vo verejnom sektore. K tomuto zisteniu je potrebné ešte dodať ekonomické zdôvodnenie, resp. podložiť ho vhodnou ekonomickou teóriou. Podobné konštatovanie by sa dosiahlo, ak by sa postuloval (napr. na základe ekonomických súvislostí alebo predchádzajúcej analýzy) aj multiplikatívny model sezónnosti a *a fortiori* použili multiplikatívne merania.

6. Záver

Dostupné prístupy k meraniu cyklickosti (sezónnosti) merajú iba sezónne variácie vo forme sezónnych faktorov konštruovaných pre každú sezónu (vo forme sezónnych výkyvov pri predpokladanom aditívnom modeli časového radu a sezónnych indexov pri predpoklade multiplikatívneho modelu), pričom s obľubou využívajú metódu pomeru ku kľazovým priemerom (pozri napr. Aczel, 1989, s. 602 a nasl., Kazmier, 1979, s. 336, Kanderová a Úradníček, 2007, s. 152 a nasl.). Tieto postupy, hoci vedú k bezprostredne interpretovateľným a pre ďalšie použitie cenným výsledkom, nevedú na druhej strane k objektívnej číselnej charakteristike, ktorá by globálne umožňovala charakterizovať relatívnu intenzitu sezónneho komponentu v časovom rade.

V článku bol navrhnuté dve skupiny intuitívnych ukazovateľov, ktoré by jednou číselnou charakteristikou kvantifikovali jednak mieru cyklickosti (sezónnosti) a jednak mieru irregularity cyklickosti (sezónnosti) časového radu pre účely vzájomného porovnania. Použitie týchto mier predpokladá, že sa okrem hodnôt časového radu disponuje aj „rozumným“ a čo najlepším odhadom cyklického (sezónneho) komponentu, čo z praktického hľadiska znamená aplikáciu nejakej filtračnej metódy alebo iného postupu rezultujúceho v získanie odhadu cyklického (sezónneho) komponentu. Pretože ale v praxi nemožno v reziduu získaného filtrátu separovať medzi cyklickým (sezónnym) komponentom a iregulárnym komponentom časového radu, je fundamentálnym problémom predchádzajúcim ich použitie práve voľba správneho (optimálneho) postupu na získanie cyklického (sezónneho) komponentu. Inherentným obmedzením nahrnutých ukazovateľov je ich výlučná použiteľnosť iba na vzájomné porovnávanie časových radov čo do stupňa ich cyklickosti (sezónnosti), resp. regularity cyklickosti (sezónnosti).

Použitá literatúra

- [1.] ACZEL, A. D. 1989. *Complete business statistics*. Homewood (IL, USA): Irwin, 1989. 1056 s. ISBN 0-256-05716-8.
- [2.] ANDERSON, T. W. 1971. *The statistical analysis of time series*. New York: Wiley, 1971. 704 s. ISBN 0 471 02900 9.
- [3.] BALCILAR, M. 2007. *mFilter: Miscellaneous time series filters*. [online]. Dokumentácia k balíku mFilter v programe R. Verzia 0.1-3 z 02-10-2007. 26 s. [cit. 11-08-2011]. Dotupné na internete: <<http://cran.r-project.org/web/packages/mFilter/index.html>>.
- [4.] BIRRELL, C., STEEL, D. G., LIN, Y. X. 2008. *Seasonal adjustment of aggregated series using univariate and multivariate basic structural models*. Working Paper 01-08. Wollongong (NSW, Austrália): University of Wollongong, Centre for Statistical & Survey Methodology, 2008. 23 s. Bez ISBN.
- [5.] HARVEY, A. 1989. *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge (MA, USA): Cambridge University Press, 1989. 572 s. ISBN 978-0521405737.
- [6.] HODRICK, R. J., PRESCOTT, E. C. 1997. *Postwar U. S. business cycles: an empirical investigation*. In *Journal of Money, Credit and Banking*. 1997. Zv. 29. Č. 1. S. 1-16. ISSN 0022-2879.
- [7.] KANDEROVÁ, M., ÚRADNÍČEK, V. 2007. *Štatistika a pravdepodobnosť pre ekonómov: 2. časť*. Banská Bystrica: OZ Financ, 2007. 190 s. ISBN 978-80-969535-1-6.
- [8.] KAZMIER, L. J. 1979. *Basic statistics for business and economics*. New York: McGraw-Hill, 1979. 457 s. ISBN 0-07-033445-5.
- [9.] LAMO, A., PÉREZ, J. J., SCHUKNECHT, L. 2007. *The cyclicalities of consumption, wages and employment of the public sector in the euro area*. Working Paper Series 757 (máj 2007). Európska centrálna banka: Frankfurt nad Mohanom, 2007. 41 s. ISSN 1561-0810.
- [10.] POLLOCK, D. S. G. 2000. *Trend estimation and de-trending via rational square-wave filters*. In *Journal of Econometrics*. 1999. Zv. 99. Č. 2. S. 317-334. ISSN 0304-4076.

Adresa autorov

Peter Bilka, Ing.
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici
Ekonomická fakulta
Katedra ekonómie
Tajovského 10
975 90 Banská Bystrica
peter.bilka@umb.sk

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

DEA meranie efektívnosti podnikov ťažobného priemyslu

DEA measuring efficiency of mining companies

Barbara Blahová, Lucia Krajčíková

Abstract: The paper is focused on measuring the efficiency of fifteen decision making units in the mining industry with nonparametric DEA methods. For this purpose, three well-established DEA models, namely the CCR, BCC and SBM, are applied. The analysis is conducted in DEA Solver and economic interpretation of results is given.

Key words: DEA models, technical efficiency, mix efficiency, mining companies

Kľúčové slová: DEA modely, technická efektívnosť, mix efektívnosť, ťažobné podniky

JEL classification: M29

1. Úvod

Analýza prostredníctvom DEA modelov (Data Envelopment Analysis – Obáľková analýza dát) je zameraná na hodnotenie efektívnosti rozhodovacích jednotiek DMU. Cieľom práce je ukázať, ako sa dá pomocou daných modelov zisťovať a porovnávať efektívnosť vybraných podnikov. DEA modely aplikujeme na 15 podnikov ťažobného priemyslu, pričom údaje o vybraných podnikoch sme získali z prílohy Top v priemysle týždenníka Trend. Na spracovanie problematiky sme využili softvér DEA Solver, ktorý je určený na vyhodnocovanie efektívnosti rozhodovacích jednotiek.

2. Materiál a metodika

DEA analýze podrobíme 15 nasledovných podnikov pôsobiach na Slovensku v oblasti ťažobného priemyslu: Hornonitrianske bane, a.s., Prievidza (A), Graveloslovec, s.r.o., Bratislava (B), Alas Slovakia, s.r.o., Bratislava (C), Eurovia - Kameňolomy, s.r.o., Košice (D), KSR - Kameňolomy SR, s.r.o., Zvolen (E), Baňa čáry, a.s., Čáry (F), Agro CS Slovakia, a.s., Lučenec (G), Baňa Dolina, a.s., Veľký Krtíš (H), KAS, a.s., Zlaté Moravce (I), Štrkopiesky Batizovce, a.s., Batizovce (J), Kameňolomy, s.r.o., Nové Mesto nad Váhom (K), Kerkosand, a.s. Šajdíkove Humence (L), Kremnická banská spoločnosť, a.s., Kremnica (M), Bra - Vur, a.s., Vrútky (N) a Ax Stavas, s.r.o., Prievidza (O). Za vstupy sme si zvolili evidenčný počet pracovníkov daného podniku, ktorý v našom prípade označujeme ako x_1 a hodnotu majetku podniku – x_2 (daný údaj je v tisícoch eur). Po uvážení a aplikácii korelačnej analýzy sme za výstupy zvolili tržby – y_1 a pridanú hodnotu ako y_2 , pričom všetky údaje sú uvedené v tisícoch €.

Na základe uvedených vstupov a výstupov sme sa rozhodli skonštruovať CCR model, BCC model a SBM model v neváženom tvare. Keďže modely ponúkajú možnosť orientovať sa vstupne alebo výstupne, vzniká otázka, ktorý z modelov je vhodné použiť. Pri daných premenných môžeme uplatniť obe metódy, a preto sme sa rozhodli pre skonštruovanie vstupne aj výstupne orientovaných modelov. Na jednej strane sa podnik môže snažiť o zníženie vstupov pri konštantnom objeme výstupov, a tým zvýšenie svojej efektívnosti. V našom prípade ide o zníženie počtu zamestnancov a potrebnej hodnoty majetku na ťažbu, a tým vyprodukovanie tržieb a pridanej hodnoty. Na druhej strane podnik môže mať za cieľ zvyšovanie výstupov pri konštantnom objeme vstupov. Otázne zostáva, či by podnik v snahe zlepšiť svoju efektívnosť a zvýšiť tržby prostredníctvom zvyšovania predaja našiel dostatočný odbyť na trhu.

Pri výbere vhodného SBM modelu sme uvažovali s proporcionálnou zmenou výstupov vzhľadom ku zmene vstupov, teda ak sa vstupy zvýšia o 1 %, výstupy sa zvýšia tiež o 1 %, a

Predpokladáme teda konštantné výnosy z rozsahu, a to z toho dôvodu, že podľa nášho názoru by nový kúpený stroj na ťažbu mal vyťažiť také množstvo nerastných surovín (tým zvýšiť tržby podniku), aké je potrebné na pokrytie počiatočnej investície do stroja.

3. CCR model

CCR model je základným modelom DEA analýzy, ktorý porovnáva efektívnosť n rozhodovacích jednotiek DMU. Tieto jednotky transformujú m spoločných vstupov na s spoločných výstupov. Váhy vstupov a váhy výstupov sa dajú vypočítať na základe dosiahnutých hodnôt vstupov a výstupov osobitne pre každú rozhodovaciu jednotku tak, aby jej efektívnosť bola čo najvyššia. Základným predpokladom CCR modelu je predpoklad konštantných výnosov z rozsahu.

3.1. Vstupne orientovaný CCR model

Vstupne orientovaný CCR model je takým DEA modelom, ktorý je zameraný na zníženie vstupov. V nami skúmanom modeli je to zameranie na zníženie počtu pracovníkov a hodnoty majetku tak, aby sa rozhodovacie jednotky stali CCR efektívnymi. Ako je možné vidieť z tabuľky 1 CCR efektívne v input orientovanom modeli sú rozhodovacie jednotky A, B, C, G, L, M, O, ktorých θ^* sa rovná jednej. Zaujímavé je, že jednotka B dosiahla CCR efektívnosť aj napriek zápornej pridanej hodnote. Zvyšné rozhodovacie jednotky nie sú CCR efektívne - θ^* je menšia ako jedna, a preto by sa mali snažiť o dosiahnutie hranice CCR efektívnosti znížením vstupov, respektíve pri niektorých podnikoch zároveň aj zvyšovanie výstupov.

Podniky by teda mali prehodnotiť, či nezamestnávajú nadmieru pracovníkov, prípadne ak je možné niektorých prepustiť, pričom by ich povinnosti prevzali iní pracovníci. Dané opatrenie by viedlo aj k zefektívneniu výroby a poklesu výrobných nákladov. Takisto by podniky mali prehodnotiť, či nevlastnia nepotrebný majetok a v prípade držby takéhoto majetku sa snažiť o jeho predaj.

Tabuľka 1: Výstup CCR model

DMUo	θ^*	Poradie	η^*	CCR - I projekcia v %				CCR - O projekcia v %			
				X1	X2	Y1	Y2	X1	X2	Y1	Y2
A	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0
B	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0
C	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0
D	0,875725	13	1,141911	-12,43	-12,43	2,97	0	0	0	17,58	14,19
E	0,815713	14	1,225922	-18,43	-23,35	0	26,71	0	-6,03	22,59	55,34
F	0,942269	8	1,061268	-5,77	-5,77	4,61	0	0	0	11,02	6,13
G	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0
H	0,907883	11	1,101463	-9,21	-9,21	0	0	0	0	10,15	10,15
I	0,803704	15	1,244239	-19,63	-19,63	0	0	0	0	24,42	24,42
J	0,906498	12	1,103146	-9,35	-9,35	0	0	0	0	10,31	10,31
K	0,916449	9	1,091168	-8,36	-8,36	9,36	0	0	0	19,33	9,12
L	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0
M	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0
N	0,911102	10	1,097572	-8,89	-42,94	0	0	0	-37,37	9,76	9,76
O	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0

Zdroj: vlastné spracovanie podľa výstupu z DEA Solveru

3.2. Výstupne orientovaný CCR model

Výstupne orientovaný CCR model je na rozdiel od vstupne orientovaného CCR modelu zameraný na zvýšenie výstupov. V tomto modeli môžeme zaznamenať aj η^* , ktorá popisuje

mieru proporcionálneho zväčšenia výstupov. Pri výstupne orientovanom CCR modeli tiež hodnotíme efektívnosť podľa θ^* . Táto je rovnaká ako pri vstupne orientovanom modeli, teda jednotky, ktoré sú efektívne v input orientovanom modeli sú efektívne aj v output orientovanom modeli. V tabuľke č. 1 sú uvedené θ^* , η^* a poradie efektívnosti jednotlivých podnikov, ktorá je daná hodnotou jednotlivých ukazovateľov. Čím vyššia je hodnota η^* , respektíve čím nižšia je hodnota θ^* , tým je daná jednotka menej efektívna a medzi ostatnými jednotkami sa dostáva na nižšiu úroveň. Ako je teda možné vidieť z tabuľky, najnižšiu hodnotu θ^* , a teda aj najviac neefektívne sú jednotky E a I, zatiaľ čo efektívnymi jednotkami sú podniky A, B, C, G, L, M a O.

4. BCC model

BCC model je taktiež odvodený z úlohy matematického programovania ako CCR model. Avšak pri CCR modeli sme predpokladali, že každá jednotka vstupu prináša rovnaké množstvo výstupu, teda konštantné výnosy z rozsahu. Model BCC predpokladá variabilné výnosy z rozsahu. Pri variabilných výnosoch z rozsahu rozlišujeme tri oblasti, a to konkrétne oblasť rastúcich výnosov z rozsahu, oblasť klesajúcich výnosov z rozsahu a oblasť konštantných výnosov z rozsahu.

Nakoľko predpoklad o konštantných výnosoch z rozsahu je len našou domnienkou a bez hlbšej analýzy nevieme jasne určiť, či skúmané jednotky operujú na konštantných alebo variabilných výnosoch z rozsahu, rozhodli sme sa skonštruovať aj BCC model.

4.1. Vstupne orientovaný BCC model

Podľa tabuľky 2 pri vstupne orientovanom BCC modeli vychádzajú ako efektívne rovnaké jednotky ako pri použití CCR modelu, avšak efektívna je tu aj jednotka D, ktorá vo vstupne orientovanom CCR modeli nedosahovala efektívnosť a bolo jej odporúčané znížiť vstupy a súčasne zvýšiť výstupy. Tento rozdiel je spôsobený odlišným pohľadom jednotlivých modelov na výnosy z rozsahu. Pričom model CCR predpokladá konštantné výnosy z rozsahu, naproti tomu BCC model predpokladá variabilné výnosy z rozsahu. Rozhodovacia jednotka D dosahuje podľa tabuľky 2 klesajúce výnosy z rozsahu. Daná jednotka by teda mala znížiť rozsah svojej podnikateľskej činnosti, pretože síce ďalšia dodatočná jednotka vstupov prináša zvýšenie výstupov, ale menšie ako je hodnota priemerného produktu tohto podniku. Daná jednotka je efektívna len za podmienok variabilných výnosov z rozsahu, ale nie konštantných, podnik je teda lokálne efektívny a dosahuje čistú technickú efektívnosť.

Jednotky, ktoré sú CCR aj BCC efektívne operujú pri svojej MPSS (most productive scale size), to znamená, že tieto podniky sa nachádzajú v oblasti najproduktívnejšieho veľkostného rozsahu. V tabuľke 2 sú jednotky, ktoré dosahujú maximálny priemerný produkt označené písmenkom C (operujú pri konštantných výnosoch z rozsahu), jednotky ktoré dosahujú rastúce výnosy z rozsahu sú označené písmenkom I a písmenkom D sú označené jednotky dosahujúce klesajúce výnosy z rozsahu. Ako je možné vidieť všetky podniky, ktoré sú CCR efektívne dosahujú konštantné výnosy z rozsahu.

Po projekcii by sa na úroveň svojho maximálneho produktu dostali aj jednotky E, I a jednotka N. Rastúce výnosy z rozsahu by dosahovali jednotky F a H, čiže dané jednotky ešte neprodukujú na úrovni maximálneho priemerného produktu a mali by sa zamerať na rozšírenie svojej produkcie. Ostatné jednotky dosahujú klesajúce výnosy z rozsahu, čiže naopak dané jednotky by sa mali zamerať na zníženie svojich vstupov.

4.2. Výstupne orientovaný BCC model

Daný model sa v našom prípade nedá uplatniť, keďže jedna rozhodovacia jednotka, konkrétne jednotka B dosahuje zápornú hodnotu pridanej hodnoty, čím nespĺňa základné predpoklady modelu.

Tabuľka 2: Výstup BCC model

DMU _o	θ^*	Poradie	Výnosy z rozsahu	Výnosy z rozsahu po projekcii	BCC - I projekcia v %			
					X1	X2	Y1	Y2
A	1	1	C		0	0	0	0
B	1	1	C		0	0	0	0
C	1	1	C		0	0	0	0
D	1	1	D		0	0	0	0
E	0,831863	14		C	-16,81	-59,11	0	10,59
F	0,954262	10		I	-4,57	-4,57	5,19	0
G	1	1	C					
H	0,925935	12		I	-7,41	-7,41	0	0
I	0,810711	15		C	-23,24	-18,93	0	0
J	0,907252	13		D	-9,27	-9,27	0	0
K	0,943934	11		D	-5,61	-5,61	49,26	0
L	1	1	C		0	0	0	0
M	1	1	C		0	0	0	0
N	0,96583	9		C	-3,42	-53,95	0,00	0
O	1	1	C		0	0	0	0

Zdroj: vlastné spracovanie na základe výstupu z DEA Solveru

5. SBM model

DEA Solver ponúka relatívne veľké množstvo variantov SBM modelu. My sa zameriame na nevážený SBM model, a to konkrétne input alebo output neorientovaný, keďže CCR model a BCC model sme zostrojovali aj vstupne aj výstupne orientované.

Tabuľka 3 : Výstup z SBM modelu v neváženom tvare

DMU	Score	Sklzy				λ							
		Zamestnanci	Majetok	Tržby	Prid.hodnota	A	B	C	G	L	M	O	
A	1	0	0	0	0	1							
B	1	0	0	0	0		1						
C	1	0	0	0	0			1					
D	0,71	0	2999,67	6808,67	161,33				2,33				
E	0,58	0	10086,38	1738,64	694,06				1,28				
F	0,85	23,50	0	1580,37	0	0,04			0,37				
G	1	0,00	0	0	0				1,00				
H	0,84	40,37	0	974,37	0	0,03			0,49				
I	0,65	76,59	0	1478,24	0	0,002			0,83				
J	0,82	0	843,12	839,81	54,71				0,62				
K	0,72	0	382,20	2692,42	67,49				0,84				
L	1	0	0	0	0					1			
M	1	0	0	0	0						1		
N	0,62	0	4069,82	1082,14	0			0,09	0,08				
O	1	0	0	0	0							1	

Zdroj: Vlastné spracovanie podľa výstupu z DEA Solveru

Vzhľadom k výberu SBM modelu s predpokladanými konštantnými výnosmi z rozsahu sme pomocou softvéru DEA Solver vypočítali efektívnosť pre všetkých 15 podnikov. Tieto

výsledky sú zhrnuté v nasledujúcej tabuľke. Pre každú rozhodovaciu jednotku sme uviedli hodnotu efektivity, sklzy pre všetky premenné a hodnoty vektora referenčnej množiny.

Z tabuľky je možné vidieť, že sedem z desiatich podnikov bolo efektívnych, teda hodnota ich ρ^* bola rovná jednej. Ostatné podniky boli na základe SBM modelu neefektívne, miera efektivity týchto jednotiek je uvedená v predošlej tabuľke. Jednotky, ktoré vyšli ako efektívne nemajú v žiadnom vstupe ani výstupe sklzy a ležia na efektívnej hranici. Ostatné jednotky neležia na efektívnej hranici a na dosiahnutie efektívnosti je potrebné znížiť vstupy alebo zvýšiť výstupy.

6. Záver

Na analýzu prostredníctvom DEA modelov sme si vybrali podniky ťažobného priemyslu. Analýze sme podrobili spolu pätnásť podnikov, v ktorých sme skúmali, či dosahujú efektívnosť, pričom vstupy a výstupy daných podnikov boli skúmané za rok 2009. Na analýzu nám poslúžili tri základné typy DEA modelov, a to konkrétne CCR model, BCC model a SBM model, ktoré sme vypočítali pomocou DEA Solveru. Z daných modelov sme zistili, že efektívnych je sedem podnikov, a to konkrétne podniky A (Hornonitrianske bane, a.s., Prievidza), B (Gravelslovex, s.r.o., Bratislava), C (Alas Slovakia, s.r.o., Bratislava), G (Agro CS Slovakia, a.s., Lučenec), L (Kerkosand, a.s. Šajdíkove Humence), M (Kremnická banská spoločnosť, a.s., Kremnica) a podnik O (Ax Stavas, s.r.o., Prievidza). Týmto podnikom odporúčame, aby sa aj v nasledujúcom období snažili dosiahnuť aspoň rovnakú hodnotu tržieb a pridanej hodnoty pri nezmenenom evidenčnom počte zamestnancov a hodnote majetku. Ostatné rozhodovacie jednotky nedosahujú efektívnosť, avšak môžeme nájsť jednotky, ktoré sa približujú k dosiahnutiu efektívnosti. Nami zisteným neefektívnym podnikom sme odporúčali znižovanie hodnoty majetku a počtu zamestnancov pri konštantnom dosahovaní výstupov, prípadne zvyšovanie výstupov pri nezmenených vstupoch. Niekde bolo potrebné skombinovať obe možnosti.

7. Literatúra

- [1]ÁCS, L. 2005.Vyhodnocovanie efektívnosti pedagogickej práce na FMFI UK: diplomová práca. Bratislava: FMFI UK, 2005. 61 s.
- [2]COOPER, W., SEIFORD, L., TONE, K.: Data envelopment analysis: a comprehensive text with models, applications, references and DEA-Solver software. New York: Springer, 2007. ISBN 978-0387-45281-4.
- [3]NÉMETHOVÁ, A. 2001. DEA modely a meranie efektívnosti: diplomová práca. Bratislava: FMFI UK, 2001. 65 s.
- [4]LAUKO, M. 2007. DEA analýza efektívnosti: SBM model: bakalárska práca. Bratislava: FMFI UK, 2007. 74 s.
- [5]LUPTÁČIK, M.: Mathematical Optimization and Economic Analysis. Berlín: Springer, 2010. ISBN 978-0-387-89551-2.
- [6]ŠEBEJOVÁ, K. 2010. Bane drží štát. In TREND Top v priemysle. Bratislava: TREND Holding, s.r.o., 2010, č. 39, s. 10 - 11.

Adresy autorov:

Barbara Blahová, Bc.
Ekonomická fakulta UMB
Tajovského 10
975 90 Banská Bystrica
b.barbara@centrum.sk

Lucia Krajčíková, Bc.
Ekonomická fakulta UMB
Tajovského 10
975 90 Banská Bystrica
lucia.krajcikova@centrum.sk

**Meranie efektívnosti poskytovania zdravotnej starostlivosti
v krajocho Slovenskej republiky a Českej republiky
Measuring efficiency of health care provision
in the districts of the Slovak Republic and the Czech Republic**

Martin Boďa, Janka Butková, Viera Roháčová

Abstract: The aim of the paper is to stress out a possibility of application of data envelopment analysis in measuring efficiency of health care facilities. For this purpose, a data envelopment analysis model permitting undesirable outputs is formulated and the analysis is conducted with the employment of data aggregated at the level of regions. The differences in efficiency between health care providers in the Slovak Republic and in the Czech Republic are investigated as whether they are due to different ways of financing health care, especially the DRG (diagnosis-related group) payment method having been employed in the Czech Republic.

Key words: Health care provision, Technical efficiency, Data envelopment analysis, Undesirable outputs, Diagnosis Related Groups.

Kľúčové slová: zdravotná starostlivosť, technická efektívnosť, obalová analýzy dát, nežiaduce výstupy, Diagnosis Related Groups.

JEL classification: C65, C67, I11.

1. Úvod

Zdravotníctvo ako odvetvie národného hospodárstva integruje analogické prvky s výrobnými a odchodnými odvetviami. Platí rovnaký národohospodársky princíp ako v každej inej ekonomicky činnnej jednotke. V komparácii s odvetviami má však zdravotníctvo viaceré osobitosti, ktoré vyžadujú špecializovaný prístup k vedeckému skúmaniu efektívnosti poskytovania zdravotnej starostlivosti. Ak v ktoromkoľvek sektore hospodárstva sa zvýši cena vstupov, automaticky sa tento nárast premietne aj do ceny výstupov. Narušenie tohto princípu na trhu zdravotníckych služieb je jeden z dôvodov, ktorý pridáva zdravotníckym službám prívlastok špecifické.

Systém DRG (*Diagnosis Related Groups*) je prístup, ktorý môže s veľkou mierou pravdepodobnosti prispieť k vyššej efektívnosti poskytovania zdravotnej starostlivosti. Zaraďuje sa do skupiny casemix systémov a v prevažnej miere sa využíva ako úhradový mechanizmus, ktorý klasifikuje pacienta do diagnosticky podobných skupín na základe ekonomických a medicínskych kritérií. Špecifikácia systému DRG sa nachádza v článku autorky Butkovej (2011).

Na základe štúdií z krajín, ktoré využívajú tento systém, možno tvrdiť, že systém DRG je možné využiť pri riadení nemocnice, konkrétne pri určení produkcie v jednotlivých štruktúrach (počet pacientov s komplikáciou, počet prekladov na lôžko následnej starostlivosti, počet presunov do ambulantnej starostlivosti, počet hospitalizovaných s úhradou vyššou nad priemernú sumu), pri porovnávaní produkcie nemocníc, pri plánovaní produkcie pri zaistených platbách, pri možnosti komparácie vstupných nákladov s úhradou a poskytnutou kvalitou (Kahn, 2000, Kožený, 2010, Mašlejová, 2001). Jedna z hlavných možností využitia systému DRG spočíva vo využití systému ako platobného mechanizmu v záujme objektivizovania platieb pri nákupe zdravotnej starostlivosti. Tým, že systém disponuje všeobecne platnými pravidlami, umožňuje zrovnoprávnenie platieb fakultným a všeobecným nemocniciam, odstránenie neopodstatneného predlžovania ošetrovacej doby (predlžovanie vyplývalo zo systému *Fee per Diem*), zníženie nákladov, zvýšenie transparentnosti financovania zdravotnej starostlivosti, a v neposlednom rade zvýšenie kvality.

O zavedení tohto systému sa v Slovenskej republike uvažuje v roku 2013. Avšak, v Českej republike začali pilotné projekty od roku 1996 a od roku 2008 je možné na základe úhradovej vyhlášky systém DRG využívať aj na financovanie ústavnej zdravotnej

starostlivosti. Pri hodnotení efektívnosti poskytovania zdravotnej starostlivosti v Slovenskej a Českej republike sme využili vedeckú metódu DEA (*Data Envelopment Analysis*) a predpokladáme, že systém DRG je jeden z možných faktorov, ktorý prispieva k vyššej efektívnosti poskytovania zdravotnej starostlivosti najmä v Českej republike. Skúmanie vplyvu DRG na dosahovanú efektívnosť poskytovateľov zdravotnej starostlivosti využitím vedeckej metódy DEA je v podmienkach Slovenskej republiky inovátorstvom.

2. Materiál and metodika

V nasledujúcej analýze bude technická efektívnosť (ďalej len efektívnosť) meraná pre jednotlivé kraje Slovenskej a Českej republiky, ktoré reprezentujú jednotlivých poskytovateľov zdravotnej starostlivosti územne pôsobiacich v rámci daného kraja. Efektívnosť poskytovania zdravotnej starostlivosti bude meraná na základe údajov z roku 2009 a predpokladáme, že by sa v dátach mal prejavovať vplyv systému DRG. Pri analýze budeme vychádzať z metodológie uplatnenej v príspevku autorov Bod'a a Roháčová (2011). Autori sa v príspevku zameriavajú na meranie efektívnosti činnosti zdravotníckych zariadení v jednotlivých okresoch Slovenskej republiky za rok 2009. V uvedenom príspevku sa uvažuje o dvoch vstupných parametroch v podobe *počtu postelí na lekárske miesto* a *priemerného ošetrovacieho času*, jednom žiaducom výstupnom parametri v podobe *počtu hospitalizovaných na lekárske miesto* a jednom nežiaducom výstupnom parametri v podobe *počtu zomrelých na lekárske miesto*. Rovnaké vstupné a výstupné parametre budú použité aj v rámci našej analýzy efektívnosti poskytovania zdravotnej starostlivosti v ôsmich krajoch Slovenskej republiky a štrnástich krajoch Českej republiky. Vstupné a výstupné parametre boli pre kraje Slovenskej republiky čerpané z tabuľky T13 Štatistiky hospitalizovaných v SR 2009, s. 40-41 a pre kraje Českej republiky z publikácie Zdravotnícka ročenka 2009. Výber vstupných a výstupných parametrov je pritom v súlade s poňatím produkčného procesu, kedy sa v rámci zvyšovania efektívnosti uvažuje o minimalizácii úrovne používaných vstupov a dosahovaných nežiaducich výstupov a o maximalizácii dosahovaných žiaducich výstupov. Voľba relativizovaných ukazovateľov spĺňa podmienku porovnateľnosti hodnotených jednotiek a je predpokladom vyššej vypovedacej schopnosti výsledkov analýzy v porovnaní s použitím nerelativizovaných ukazovateľov.

Ako metodika merania efektívnosti poskytovania zdravotnej starostlivosti bude rovnako ako v príspevku Bod'a a Roháčová (2011) uplatnený vstupne orientovaný SBM (Slack-Based Measure) model s predpokladom variabilných výnosov z rozsahu. Pre jeho exaktnú matematickú formuláciu sa predpokladá, že n rozhodovacích jednotiek produkuje z m vstupov g žiaducich výstupov a b nežiaducich výstupov. Pre ľubovoľnú rozhodovaciu jednotku o , $o \in \{1, \dots, n\}$, sú hodnoty vstupov reprezentované vektorom $\mathbf{x}_o = (x_{o1}, \dots, x_{om})'$, hodnoty žiaducich výstupov reprezentované vektorom ${}^+\mathbf{y}_o = ({}^+y_{o1}, \dots, {}^+y_{og})'$ a hodnoty nežiaducich výstupov reprezentované vektorom ${}^-\mathbf{y}_o = ({}^-y_{o1}, \dots, {}^-y_{ob})'$. Nech $\mathbf{X}$ je príslušná matica všetkých m vstupov, ${}^+\mathbf{Y}$ je príslušná matica všetkých g žiaducich výstupov a ${}^-\mathbf{Y}$ je príslušná matica všetkých b nežiaducich výstupov. Elementy všetkých vektorov sú nezáporné. Ďalej sú definované vektory potenciálnych sklzov, ktoré predstavujú *de facto* odporúčania pre ľubovoľnú rozhodovaciu jednotku o na zvýšenie efektívnosti. Vektor $\mathbf{s}^x = (s^x_{o1}, \dots, s^x_{om})'$ predstavuje vektor sklzov vstupov, vektor ${}^+\mathbf{s}^y = ({}^+s^y_{o1}, \dots, {}^+s^y_{og})'$ predstavuje vektor sklzov žiaducich výstupov a vektor ${}^-\mathbf{s}^y = ({}^-s^y_{o1}, \dots, {}^-s^y_{ob})'$ predstavuje vektor sklzov nežiaducich výstupov. Pre každú rozhodovaciu jednotku o , $o \in \{1, \dots, n\}$, sa rieši optimalizačná úloha SBM modelu v tvare:

$$\min_{\mathbf{s}^x, {}^+\mathbf{s}^y, {}^-\mathbf{s}^y, \lambda} \rho = 1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s^x_{oi}}{x_{oi}} \quad \text{pri podmienkach} \quad \begin{aligned} \mathbf{s}^x &= \mathbf{x}_o - \mathbf{X}\lambda \geq \mathbf{0}, \\ {}^+\mathbf{s}^y &= {}^+\mathbf{Y}\lambda - {}^+\mathbf{y}_o \geq \mathbf{0}, \\ {}^-\mathbf{s}^y &= {}^-\mathbf{y}_o - {}^-\mathbf{Y}\lambda \geq \mathbf{0} \\ \lambda &\geq \mathbf{0}, \mathbf{e}'\lambda = 1, \end{aligned} \quad (1)$$

kde vektor $\mathbf{e}$ predstavuje príslušný jednotkový vektor v tvare $\mathbf{e} = (1, \dots, 1)'$ a vektor λ predstavuje príslušný vektor váh v tvare $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_n)'$. Výsledkom riešenia úlohy (1) je miera

efektívnosti ρ^* a príslušné vektory sklzov s^{x*} , s^{y*} a s^{y*} . Miera efektívnosti ρ^* nadobúda hodnoty od 0 po 1, pričom hodnota $\rho^* = 1$ hovorí o plnej technickej efektívnosti. V tomto prípade sú produkčnou jednotkou všetky zdravotnícke zariadenia v kraji, do optimalizácie vstupuje 22 produkčných jednotiek, tzn. 14 krajov Českej republiky a 8 krajov Slovenskej republiky ($n = 22$), uvažujú sa 2 vstupy ($m = 2$), jeden žiaduci výstup ($g = 1$) a jeden nežiaduci výstup ($b = 1$).

3. Výsledky a diskusia

Výsledky aplikácie SBM modelu (1) sú prezentované v tabuľke 1. Všetky optimalizačné úlohy boli riešené pomocou doplnku Solver programu Microsoft® Excel 2003. Z výsledkov vyplýva, že možno identifikovať 7 plne efektívnych krajov: z toho 6 krajov Českej republiky: Jihomoravský kraj, Zlínsky kraj, Praha, Olomoucký kraj, Stredočeský kraj a Pardubický kraj a 1 kraj Slovenskej republiky: Bratislavský kraj. Skóre efektívnosti ρ týchto krajov podľa vzťahu (1) nadobúda hodnotu 1, čo odpovedá nulovým sklzom.

Naopak najmenej efektívne kraje so skóre efektívnosti ρ podľa vzťahu (1) menším ako 0.85 sú len kraje Slovenskej republiky (zoraďované od efektívnejších po menej efektívne): Košický kraj, Trnavský kraj, Trenčiansky kraj, Banskobystrický kraj, Prešovský kraj a Nitriansky kraj. Pri týchto krajoch bola pre zvýšenie dosahovanej efektívnosti identifikovaná určitá potreba úpravy niektorého z uvažovaných vstupov a výstupov. V dikcii uvedeného by bolo potrebné v zdravotníckych zariadeniach napr. Plzenského kraja znížiť počet postelí na 1 lekárske miesto o 0.13, priemerný ošetrovací čas skrátiť o 0.28 dňa a počet hospitalizovaných na lekárske miesto zvýšiť o 16.45, aby sa stal v porovnaní s ostatnými kraji Slovenskej a Českej republiky efektívnym. Z výsledkov SBM modelu taktiež vyplýva, že napriek tomu, že dva kraje Českej republiky: Liberecký kraj a Královohradecký kraj a tri kraje Slovenskej republiky: Košický kraj, Banskobystrický kraj a Prešovský kraj dosahujú nulové sklzy pre počet zomrelých a počet hospitalizovaných na lekárske miesto, tzn. sú efektívne vzhľadom k svojím výstupom, bola pri týchto krajoch identifikovaná určitá potreba na zníženie používaných vstupov, čo následne rezultuje v zníženej skóre efektívnosti. Pre doplnenie však treba poznamenať, že vypovedaciu schopnosť v tomto prípade majú skôr iba samotné skóre efektívnosti, ktoré umožňujú zostaviť „rebríček“ hodnotených krajov. Na to, aby sa mohli robiť závery z konkrétnych (nenulových) hodnôt sklzov, by bolo potrebné vykonať túto analýzu pre súbor konkrétnych zdravotníckych zariadení.

Tabuľka 1: Výsledky analýzy po aplikácii optimalizačnej úlohy (1) (Zdroj: vlastné spracovanie.)

Jihomoravský kraj	Zlínsky kraj	Bratislavský kraj	Praha	Olomoucký kraj	Stredočeský kraj	Pardubický kraj	Plzenský kraj	Jihočeský kraj	Moravskoslezský kraj	Vysočina	Liberecký kraj	Žilinský kraj	Karlovarský kraj	Královohradecký kraj	Ústecký kraj	Košický kraj	Trnavský kraj	Trenčiansky kraj	Banskobystrický kraj	Prešovský kraj	Nitriansky kraj
Skóre efektívnosti																					
1	1	1	1	1	1	1	0,96	0,96	0,95	0,93	0,91	0,89	0,88	0,86	0,86	0,85	0,80	0,75	0,74	0,73	0,70
Sklzy																					
Počet postelí na lekárske miesto																					
0	0	0	0	0	0	0	0,13	0,27	0,08	0,84	0,96	0,72	2,08	0,63	1,90	0,88	0,99	1,43	1,35	2,44	1,55
Priemerný ošetrovací čas																					
0	0	0	0	0	0	0	0,28	0,25	0,56	0,10	0,23	0,69	0	1,27	0,30	1,35	1,96	2,34	2,93	1,95	3,54
Počet hospitalizovaných na lekárske miesto																					
0	0	0	0	0	0	0	16,45	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Počet zomrelých na lekárske miesto																					
0	0	0	0	0	0	0	0	0,04	0,77	1,00	0	19,77	3,48	0	1,70	0	2,79	2,02	0	0	2,14

3.1 Porovnanie úrovne efektívnosti medzi kraji Slovenskej a Českej republiky

Vo všeobecnosti možno konštatovať, že kraje Českej republiky vykazujú oproti krajom Slovenskej republiky vyššiu úroveň efektívnosti. Priemerovaním skóre efektívnosti cez jednotlivé kraje je možné stanoviť priemernú efektívnosť Slovenskej a Českej republiky. V prípade Českej republiky je priemerná efektívnosť na úrovni 0.9502, zatiaľ čo v prípade Slovenskej republiky dosahuje priemerná efektívnosť len úroveň 0.8076. V prospech Českej republiky hovorí aj nižšia úroveň variability medzi jednotlivými kraji, reprezentovaná variačným koeficientom na úrovni 0.058, ktorý je v prípade krajov Slovenskej republiky na úrovni 0.124.

Na posúdenie štatisticky významného rozdielu medzi dosahovanými skóre efektívnosti ρ^* medzi kraji Slovenskej a Českej republiky je použitý Mannov-Whitneyho U test s nasledujúcimi výsledkami.

Tabuľka 2: Výsledky testovania úrovne efektívnosti medzi kraji Slovenskej a Českej republiky (Zdroj: vlastné spracovanie, PASW Statistics 18.)

Štát	Počet poradi	Priemerné poradie	Suma poradi	T	Mann-Whitney U	p-value
Česká republika	14	14,5	203	98	14	0.00357946
Slovenská republika	8	6,25	50	14		

Výsledky Mann-Whitneyho U testu ukazujú, že (na všetkých bežných hladinách významnosti, t. j. 0.01, 0.05 a 0.10) existuje štatisticky významný rozdiel medzi výškou dosahovanej efektívnosti v krajoch Slovenskej a Českej republiky, a zároveň úroveň skóre efektívnosti (alebo úroveň efektívnosti) sa javí byť vyššia v krajoch Českej republiky.

3.1 Vplyv demografického faktora na efektívnosť krajov Slovenskej a Českej republiky

V oblasti poskytovania zdravotnej starostlivosti majú významnú úlohu ďalšie vnútorné a vonkajšie faktory, ktoré môžu byť mimo kontroly jednotlivých poskytovateľov zdravotnej starostlivosti. Tieto faktory sú často označované ako *environmentálne premenné*, ktoré vyjadrujú „vplyv prostredia na rozhodovaciu jednotku a charakterizujú prostredie (environment) a jeho vlastnosti, v ktorom rozhodovacia jednotka operuje“ (Majorová, 2006, s. 217-218). Príkladom environmentálnych premenných v analýze merania efektívnosti poskytovania zdravotnej starostlivosti môžu byť faktory ako aktuálna ekonomická situácia v krajine, chorobnosť obyvateľstva, demografická štruktúra obyvateľstva či samotná geografická poloha daného kraja. Na účely skúmania, či na efektívnosť poskytovania zdravotnej starostlivosti v Slovenskej a Českej republike vplyva určitá environmentálna premenná, uplatníme trojkrokový prístup. V rámci prvého kroku sa prostredníctvom SBM modelu v tvare (1) zmeria efektívnosť jednotlivých krajov bez zahrnutia environmentálnej premennej, čím sa pre každý kraj získa skóre efektívnosti ρ^* . Následne sa v rámci druhého kroku zahrnie environmentálna premenná do množiny tzv. nekontrolovateľných vstupov (nech pre ľubovoľnú rozhodovaciu jednotku o , $o \in \{1, \dots, n\}$, sú hodnoty nekontrolovateľných vstupov reprezentované vektorom ${}^N\mathbf{x}_o = ({}^N x_{o1}, \dots, {}^N x_{or})'$ a nech ${}^N\mathbf{X}$ je príslušná matica všetkých r nekontrolovateľných vstupov) a opäť sa uplatnením SBM modelu v tvare (1) s doplnením podmienky v tvare ${}^N\mathbf{x}_o = {}^N\mathbf{X}$ zmeria efektívnosť jednotlivých krajov, čím sa pre každý kraj získa skóre efektívnosti ρ^{**} . V rámci tretieho kroku sa ďalej skúma, či medzi generovanými skóre efektívnosti ρ^* a ρ^{**} existuje štatisticky významný rozdiel. Ten je potom indikátorom vplyvu danej environmentálnej premennej na dosahovanú efektívnosť.

Ako environmentálna premenná bola vybraná premenná charakterizujúca demografickú štruktúru jednotlivých krajov Slovenskej a Českej republiky. Táto má podobu tzv. *strednej dĺžky života*, ktorá predstavuje priemerný predpokladaný vek, ktorý dosahujú členovia danej populácie. Údaje boli pre kraje Slovenskej republiky čerpané z regionálnej databázy RegDat Štatistického úradu Slovenskej republiky a pre kraje Českej republiky z Demografickej príručky za rok 2009 Českého štatistického úradu. Na základe výsledkov testovania štatisticky významného rozdielu medzi strednou dĺžkou života v krajoch Slovenskej a Českej republiky (pozri tabuľka 3) možno konštatovať, že (na všetkých bežných hladinách významnosti, t. j.

0.01, 0.05 a 0.10) existuje štatisticky významný rozdiel v strednej dĺžke života v krajocho Slovenskej a Českej republiky. Táto skutočnosť nás preto vedie k skúmaniu, či tento faktor má vplyv aj na dosahovanú efektívnosť poskytovania zdravotnej starostlivosti.

Tabuľka 3: Výsledky testovania štatisticky významného rozdielu v strednej dĺžke života (Zdroj: vlastné spracovanie, PASW Statistics 18.)

	Leveneho test		T-test		
	F	p-hodnota	t	Stupne voľnosti	p-hodnota
Predpoklad rovnosti rozptylov	0,02333	0,88012	5,29947	20	0,00003
Predpoklad nerovnosti rozptylov			5,27038	14,46053	0,00011

Na posúdenie štatisticky významného rozdielu medzi dosahovanými skóre efektívnosti ρ^* a ρ^{**} bol použitý Wilcoxonov test pre závislé výbery s nasledujúcimi výsledkami.

Tabuľka 4: Výsledky testovania vplyvu demografického faktora na dosahovanú efektívnosť (Zdroj: vlastné spracovanie, PASW Statistics 18.)

	Počet	Priemerné poradie	Suma poradií	Z	p-hodnota
$\rho^* - \rho^{**}$ Kladné rozdiely	15	9	135	-3.46449	0.000531
Záporné rozdiely	1	1	1		

Na základe výsledkov Wilcoxonovho testu možno konštatovať, že (na všetkých bežných hladinách významnosti, t. j. 0.01, 0.05 a 0.10) existuje štatisticky významný rozdiel medzi generovanými skóre efektívnosti ρ^* a ρ^{**} . Zahrnutie strednej dĺžky života do skupiny nekontrolovateľných vstupných premenných prináša v priemere vyššie skóre efektívnosti, ako bez zahrnutia tejto environmentálnej premennej. Táto skutočnosť môže byť potvrdením vplyvu demografickej štruktúry na dosahovanú efektívnosť poskytovania zdravotnej starostlivosti. Súčasne však treba poznamenať, že výsledky analýzy môžu byť do určitej miery ovplyvnené vyšším počtom premenných vstupujúcich do optimalizácie. V problematike DEA vysoký počet premenných vstupujúcich do optimalizácie (v porovnaní s počtom analyzovaných rozhodovacích jednotiek) zvyčajne rezultuje v identifikáciu vyššieho počtu efektívnych rozhodovacích jednotiek. Možným riešením tohto problému by mohlo byť uplatnenie prístupu, ktorý vo svojich štúdiách použili napríklad Barnum a kol. (2007), Dlouhý a kol. (2007) alebo Majorová (2006). Podľa tohto prístupu sa v prvej etape zmeria efektívnosť skúmaných rozhodovacích jednotiek bez zahrnutia environmentálnych premenných, a následne v druhej etape sa pomocou tzv. tobit regresie skúma závislosť skóre efektívnosti získaných v prvej etape od environmentálnych faktorov. Týmto spôsobom sa umožní skúmať smer a intenzita závislosti skóre efektívnosti od environmentálnych premenných ako aj korekcia skóre efektívnosti od vplyvu environmentálnych premenných.

4. Záver

Príspevok poukazuje na možnosť aplikácie DEA pri hodnotení technického aspektu celkovej efektívnosti poskytovania zdravotnej starostlivosti v podmienkach Slovenskej a Českej republiky. Výsledky analýzy ukazujú, že v podmienkach Českej republiky je poskytovanie zdravotnej starostlivosti na vyššej úrovni technickej efektívnosti ako je tomu v podmienkach Slovenskej republiky. Predpokladáme, že jedným z faktorov, ktoré mohli prispieť k tomuto stavu je postupné využívanie systému DRG v nemocniciach Českej republiky. V oblasti vplyvu systému DRG je potrebné poznamenať, že ďalší výskum v tejto oblasti je možné sústrediť na zahrnutie konkrétnych poskytovateľov zdravotnej starostlivosti v podobe nemocníc, na dôslednejšie rozlíšenie a rozšírenie údajov vstupujúcich do analýzy ako aj na zahrnutie vplyvu vonkajších faktorov (chorobnosť obyvateľstva, demografická štruktúra obyvateľstva atď.), ktoré ako sa preukázalo môžu mať značný vplyv na dosahovanú technickú efektívnosť.

5. Literatúra

- [1] ANCARANI, A., DI MAURO, C., GIAMMANCO, M.D. 2009. The impact of managerial and organizational aspects on hospital wards' efficiency: evidence from a case study. In *European Journal of Operational Research*, 194(1), 2009, s. 280-293.
- [2] BABELA, R. a kol. 2008. Ekonomické hodnotenie v systéme zdravotnej starostlivosti. In *Via Practica*, 5(6), 2008, s. 270-1. ISSN 1336-930x.
- [3] BARNUM, D. T., McNEIL, S., HART, J. 2007. Comparing the efficiency of public transportation subunits using data envelopment analysis. In *Journal of Public Transportation*, 10(2), 2007, s. 1-16. ISSN 1077-291X.
- [4] BOĎA, M., ROHÁČOVÁ, V. 2011. Meranie efektívnosti činnosti zdravotníckych zariadení v jednotlivých okresoch Slovenskej republiky. In *Forum Statisticum Slovaca*, 1/2011, s. 2-8. ISSN 1336-7420.
- [5] BUTKOVÁ, J. 2011. Potenciálne efekty implementácie DRG do financovania zdravotníctva. In *proceedings from international scientific conference of PhD. students / zost. Marta Mišániová, Eva Ščepková, Lucia Bárdošová. - Banská Bystrica: Univerzita Mateja Bela, 2011. s.13-20. ISBN 978-80-557-0190-5.*
- [6] COULAN, R. F., GAUMER, G. L. 1991. Medicare's prospective payment system: a critical appraisal. In *Health Care Financing Review*, 1991 Annual Supplement, s. 45-77. ISSN 0195-8631.
- [7] DLOUHÝ, M., JABLONSKÝ, J., NOVOSÁDOVÁ, I. 2007. Využití analýzy obalu dát pro hodnocení efektívnosti českých nemocnic. In *Politická Ekonomie*, 11(1), 2007, s. 60-71. ISSN 0032-3233.
- [8] FRISOVÁ, S. 2010. Technická efektívnosť lôžkových zariadení na Slovensku. In *Zdravotná politika*, 5(9), November 2010, s. 6-9. ISSN 1338-1172.
- [9] KAHN, K. a kol. 1990. A summary of the effects of DRG-based prospective payment system on quality of care for hospitalized patients: an introduction to the series. In *The Journal of the American Medical Association*, 264(15), October 1990, s. 1953-1955. ISSN 0098-7484.
- [10] KLIEŠTIK, T., BIRTUS, M. 2007. Evaluation statistically effectiveness activities of road transportation companies by means of data envelopment analysis and dynamic effectiveness by means of Malmquist index. In *Vadyba / Management*, 2 (15), 2007. S. 9-13. ISSN 1822-6515.
- [11] KOŽENÝ a kol. 2010. Klasifikačný systém DRG. Praha: Grada, 2010. 208 s. ISBN: 978-80-247-2701-1.
- [12] MAJEROVÁ, M. 2006. Analýza vplyvu environmentálnych premenných na efektívnosť poľnohospodárskej výroby. In *Forum Statisticum Slovaca*, 2(5), 2006, s. 217-223. ISSN 1336-7420.
- [13] MAŠLEJOVÁ, V. 2001. Ako využívajú vo svete platby podľa diagnóz. In *Zdravotnicke noviny*, 46(5), 2001, s. 5. ISSN: 1335-4477.
- [14] MEDVEĎ, J. a kol. 2005. Verejné financie. Bratislava: Sprint v.fra, 2005. 462 s. ISBN 80-89085-32-3.
- [15] NOVOSÁDOVÁ, I., DLOUHÝ, M. 2007a. Hodnotenie technickej efektívnosti nemocníc a odmeňovanie zdravotníkov. In *Ekonomický časopis*, 55(8), 2007, s. 783-792. ISSN 0013-3035.

Adresa autorov:

Martin Boďa, Ing. et Bc., PhD.
Univerzita Mateja Bela
Ekonomická fakulta
Katedra kvantitatívnych metód
a informačných systémov
Tajovského 10
975 90 Banská Bystrica
martin.boda@umb.sk

Janka Butková, Ing.
Univerzita Mateja Bela
Ekonomická fakulta
Katedra verejnej ekonomiky a
regionálneho rozvoja
Tajovského 10
975 90 Banská Bystrica
janka.butkova@umb.sk

Viera Roháčová, Ing.
Univerzita Mateja Bela
Ekonomická fakulta
Katedra kvantitatívnych
metód a informačných
systémov
Tajovského 10
975 90 Banská Bystrica
viera.rohacova@umb.sk

Zreálnenie hodnôt migrácií medzi Slovenskou a Českou republikou v rokoch 1995-2008

Making migration data between the Slovak Republic and the Czech Republic 1995-2008 real

Rastislav Čief

Abstract

There are serious difficulties at foreign migration statistics, due to underestimated data about persons moved out from the country. It is caused by insufficient evidence of people emigrated abroad who very rarely deregister their permanent residence. While comparing migration data between statistics of the Slovak Republic and the Czech Republic we find out contradictory results.

Final data which are the results of the combination of the data of Statistical Offices of the Slovak Republic and the Czech Republic and corrected by the author's calculations are more real in comparison with the data of national statistical offices. This comparison leads to the statement that the data of both national Statistical Offices have to be interpreted warily, taking into consideration given inaccuracies. This situation can be solved by successful establishment of central register of the EU population.

Key words: evidence of emigrants, emigration, immigration, migration balance

JEL classification: J19

1.Úvod

Štatistika v oblasti zahraničného sťahovania má vážny problém, ktorý pozostáva zo značne podhodnotených dát o osobách vystáňovaných z krajiny. Je to spôsobené nedostatočnou evidenciou vystáňovaných do zahraničia, keďže len minimum emigrantov sa odhlasuje z trvalého pobytu hoci im to ukladá zákon (z.č.253/1998 Zb. o hlásení občanov Slovenskej republiky a registri obyvateľov SR, §6 odsek 1, ktorý zdôrazňuje povinnosť občana ohlásiť obci, kde má trvalý pobyt skončenie tohto trvalého pobytu pred vycestovaním do zahraničia s cieľom trvalo tam žiť. §6 odsek 3, analogicky hovorí, že občan, ktorý má pobyt v zahraničí a ktorý sa rozhodne počas tohto pobytu skončiť svoj trvalý pobyt na území SR, môže ohlásiť túto skutočnosť prostredníctvom zastupiteľského úradu SR v zahraničí alebo splnomocneného zástupcu na Slovensku). To vedie niektorých bádateľov k tomu, že údaje o emigrácii sú tak skreslené, že nie sú vhodné na ďalšiu analýzu (Vaňo 2000).

Podhodnotenie počtu vystáňovaných zo SR možno dokázať pri porovnaní so štatistikami prisťahovaných zo SR v cieľových krajinách, kde majú títo migranti povinnosť prihlásiť sa na pobyt. Z porovnania vyplýva, že evidencia zahraničného sťahovania zachytáva len necelých 10 % vystáňovaných zo SR (Divinský 2005).

Porovnaním údajov ŠÚ SR o migrácii medzi SR a ČR za obdobie 1995-2003 a údajov z Českého štatistického úradu, zistíme úplne protichodné výsledky. Kým podľa ŠÚ SR má migračný prírastok Slovensko 6,5 tisíc podľa ČSÚ je to naopak, migračný prírastok má Česká republika 17 tisíc migrantov (tab.1).

S postupujúcou integráciou Slovenskej a Českej republiky do EU a do Schengenského priestoru sa evidencia migrantov ešte viac komplikuje. Od 1.5. 2004 slovenskí občania (ako občania EU) nemajú povinnosť žiadať o povolenie k pobytu, môžu si len požiadať

o potvrdenie k pobytu, ktoré je nárokové, a ktorého cieľom je uľahčiť komunikovanie s úradmi. (Steinbauerová 2007,s.221-227)

Tento problém sa dá riešiť buď vytvorením unijného registračného systému obyvateľstva a zavedenie v rámci EÚ systém hlavného bydliska, na ktoré by bolo viazané platenie daní a odvodov a vedľajších bydlísk. Osoba pri prihlásení k pobytu by nahlasovala aj predchádzajúci pobyt, obec by zasiela kópiu prihlasovacieho lístka pôvodnej obci. Alebo ďalšie riešenie by mohlo byť v dodatočnom administratívnom zdroji údajov, ktorý by bol linkovaný s registrom obyvateľstva napríklad register sociálneho, alebo zdravotného poistenia, čo by motivovalo vystaňovaných k deregistácii z trvalého pobytu (Holá 2007, s.109-116).

2. Migrácia medzi Slovenskom a Českom v rokoch 1995-2008 podľa kombinovaných údajov zo ŠÚ SR a ČSÚ upravených autorom

Keďže problém s podhodnotenou evidenciou vystaňovaných znehodnocuje údaje ŠÚ SR aj ČSÚ, alternatívou je využitie tých údajov z oboch štatistických úradov, ktoré sú reálnejšie. V našom prípade je vhodné zo štatistických úradov oboch krajín použiť údaje o prisťahovaných, čím dosiahneme hodnoty migračného salda a migračného obratu, ktoré budú bližšie k realite. Aj tu nám vystupujú problémy so zmenou metodiky od roku 2001 ČSÚ zarátava k prisťahovaným okrem prihlásených na trvalý pobyt aj prihlásených na dlhodobý, od 1.5.2004 vstupom do EÚ odpadla prihlasovacia povinnosť čo znížilo počty prihlásených a od roku 2005 sa do štatistiky zahraničného sťahovania podľa ČSÚ zarátavajú len štátni občania SR. Napriek tomu výsledné údaje získané kombináciou údajov z ŠÚ SR a ČSÚ opravené výpočtami autora sú reálnejšie oproti údajom z jednotlivých národných štatistických úradov (tab.č.1).

Na určenie počtu prisťahovaných do SR z ČR sú vhodnejšie údaje zo ŠÚ SR, keďže prihlasovacia disciplína migrantov je vyššia ako odhlasovacia. Tieto údaje je potrebné upraviť od roku 2004, keďže vstupom oboch krajín do EÚ odpadla prihlasovacia povinnosť, čo aj znížilo počty prihlásených. Konštantu 1,494 na úpravu počtu migrantov sme získali z rozdielu migračného obratu rokov 2003 a 2004, ktorú sme použili na korekciu roku 2004. Na roky 2005 až 2008 sme konštantu navýšili na 1,741 keďže zmena pobytového režimu sa týkala len dvoch tretín roka 2004 (od 1.5.2004).

Na určenie počtu vystaňovaných zo SR do ČR sú vhodnejšie údaje z ČSÚ, keďže tieto údaje zo ŠÚ SR, sú kvôli výraznému podhodnoteniu nepoužiteľné. Údaje z ČSÚ bolo kvôli spomínaným metodologickým zmenám nutné výraznejšie upravovať. V prvom rade bolo potrebné údaje očistiť od prirátaných prihlásených na dlhodobý pobyt. To sme dosiahli konštantou 0,229 ktorou sme prerátali všetka počty vystaňovaných zo SR do ČR od roku 2002 až do roku 2008. Konštantu sme získali rozdielom z rokov 2001 a 2002, kde sme predpokladali, že hlavnou príčinou štvornásobného vzostupu bola práve metodologická zmena. Úpravu údajov znížených vstupom do EÚ 1.5.2004 sme robili s rovnakými konštantami ako pri prisťahovaných, keďže boli získané s migračného obratu a počítali sme s tým, že motivácia imigranta prihlásiť sa na pobyt je zhruba rovnaká v oboch krajinách. V rokoch 2005 až 2008 sme ešte pripočítali občanov ČR (trojnásobný počet, aby sme upravili podhodnotenie), keďže od roku 2005 ČSÚ počítalo do zahraničného sťahovania medzi ČR a SR len občanov SR.

Vo vývoji migračného salda podľa takto vypočítaných údajov možno vidieť niekoľko etáp. V období 1995 až 2002 sa migračný úbytok pohyboval medzi 1 558 až 2 457. V rokoch 2003 a 2004 došlo k zdvojnásobneniu migračného úbytku až na 4 940 v roku 2003. Od roku 2005 došlo k poklesu migračného úbytku (s výnimkou roku 2007) až na 626 v roku 2008,

ktorý bol spôsobený hospodárskou krízou. Migračné úbytok SR voči ČR za obdobie 1995-2008 tak bol 33 374 migrantov.

Zároveň z týchto údajov vyplýva, že Slovenská republika nemá dlhodobu kladnú migračný prírastok k Českej republike, ako hovoria údaje Štatistického úradu SR.

3. Porovnanie kvality údajov ŠÚ SR a ČSÚ

Pri porovnaní kvality údajov oboch národných štatistických úradoch vidieť, že Štatistický úrad Slovenskej republiky mal presnejšie počty prisťahovaných oproti Českému štatistickému úradu, ale výraznejšie podhodnotené počty vystahovaných. Ak porovnáme roky 1995 až 2000, keď mali ešte obidva národné úrady rovnakú metodiku a údaje o vystahovaných (odhlásených z trvalého pobytu) sa dajú krížovo porovnať s prisťahovanými (prihlásenými na trvalý pobyt) v druhej krajine, tak Štatistický úrad SR má podhodnotené počty vystahovaných v niektorých rokoch vyše 30-násobne, kým Český štatistický úrad „len“ 10-násobne. Vyplýva z toho, že emigranti z Českej republiky sú disciplinovanejší čo sa týka deregistrácie trvalého pobytu ako emigranti zo Slovenskej republiky.

Keď porovnáme rozdiely migračného salda podľa našich výpočtov a migračného salda národných štatistických úradov za obdobie 1995-2008, presnejšie je migračné saldo ČSÚ, ktoré sa odchyľuje len o 12 668 migrantov, kým ŠÚ SR sa odchyľil až o 41 911 migrantov. Je to spôsobené nielen výraznejším podhodnotením údajov vystahovaných podľa ŠÚ SR, ale aj samotným vyšším počtom vystahovaných zo SR oproti vystahovaným z ČR. Na druhej strane si ČSÚ podhodnocovanie počtu vystahovaných kompenzoval prirátavaním počtu prihlásených aj na dlhodobý pobyt, čo síce nie je korektný postup, ale priblížili sa viac k skutočnej realite čo sa týka migračného salda.

Pri porovnaní údajov z obratu migrácie je bol však presnejší Štatistický úrad SR, ktorý sa v období 1995-2008 odchyľil o 50 137 migrantov oproti našim výpočtom. ČSÚ sa odchyľil až o 111 940 migrantov, čo bolo spôsobené práve prirátavaním prihlásených na dlhodobý pobyt.

4. Záver

Z tohto porovnania možno konštatovať, že údaje oboch národných štatistických úradov treba interpretovať obozretne s prihliadaním na dané nepresnosti. Pomerne presné sú údaje o prisťahovaných, ale údaje o vystahovaných, migračné saldo a migračný obrat je nutné upravovať. Táto situácia sa vyrieši až keď sa podarí zaviesť centrálny register obyvateľstva EÚ, resp. EHP, kde po prihlásení migranta na nový trvalý pobyt, by ohlasovňa posielala oznámenie príslušnej ohlasovni, kde by mal migrant dovtedajší trvalý pobyt. Dočasnú pomoc s evidenciou vystahovaných, by mohlo znamenať aj prepojenie deregistrácie trvalého pobytu s odvodmi do sociálnej alebo zdravotnej poisťovne.

Tab.č.1: Porovnanie rozdielov v údajoch ŠÚ SR a ČSÚ o zahraničnom sťahovaní medzi SR a ČR v rokoch 1995-2008

Prameň: Český statistický úřad a Štatistický úrad SR

ROK	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	1995-2008
podľa ŠÚ SR															
Pristaňovanie do SR z ČR	1497	993	867	777	856	1268	990	749	650	987	1 144	1164	1178	1405	14525
Vystaňovanie zo SR do ČR	108	89	212	251	208	310	398	449	448	662	734	706	775	638	5988
Migračné saldo	1389	904	655	526	648	958	592	300	202	325	410	458	403	767	8537
Obrat migrácie	1605	1082	1079	1028	1064	1578	1388	1198	1098	1649	1878	1870	1953	2043	20513
podľa ČSÚ															
Pristaňovanie do SR z ČR	140	213	260	356	336	413	8671	14455	18316	21152	1946	629	802	585	68274
Vystaňovanie zo SR do ČR	3845	3450	3088	2887	3235	2826	3050	13326	24410	15788	10107	6781	13931	7592	114316
Migračné saldo pre SR	-3705	-3237	-2828	-2531	-2899	-2413	5621	1129	-6094	5364	-8161	-6152	-13129	-7007	-46042
Obrat migrácie	3985	3663	3348	3243	3571	3239	11721	27781	42726	36940	12053	7410	14733	8177	182590
podľa autora															
Pristaňovanie do SR z ČR	1497	993	867	777	856	1268	990	749	650	1475	1 992	2027	2051	2446	18638
Vystaňovanie zo SR do ČR	3845	3450	3088	2887	3235	2826	3050	3052	5590	5401	4120	2779	5617	3072	52012
Migračné saldo	-2348	-2457	-2221	-2110	-2379	-1558	-2060	-2303	-4940	-3926	-2 128	-752	-3 566	-626	-33374
Obrat migrácie	5342	4443	3955	3664	4091	4094	4040	3801	6240	6876	6112	4806	7668	5518	70650
Rozdiel medzi ŠÚ SR a ČSÚ															
Pristaňovanie do SR z ČR	1357	780	607	421	520	855	-7681	-13706	-17666	-20165	-802	535	376	820	-53749
Vystaňovanie zo SR do ČR	-3737	-3361	-2876	-2636	-3027	-2516	-2652	-12877	-23962	-15126	-9373	-6075	-13156	-6954	-108328
Migračné saldo	5094	4141	3483	3057	3547	3371	-5029	-829	6296	-5039	8571	6610	13532	7774	54579
Obrat migrácie	-2380	-2581	-2269	-2215	-2507	-1661	-10333	-26583	-41628	-35291	-10175	-5540	-12780	-6134	-162077
rozdiel medzi ŠÚ SR a autorom															
Pristaňovanie do SR z ČR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-488	-848	-863	-873	-1041	-4113
Vystaňovanie zo SR do ČR	-3737	-3361	-2876	-2636	-3027	-2516	-2652	-2603	-5142	-4739	-3386	-2073	-4842	-2434	-46024
Migračné saldo	3737	3361	2876	2636	3027	2516	2652	2603	5142	4251	2538	1210	3969	1393	41911
Obrat migrácie	-3737	-3361	-2876	-2636	-3027	-2516	-2652	-2603	-5142	-5227	-4234	-2936	-5715	-3475	-50137
rozdiel medzi ČSÚ a autorom															
Pristaňovanie do SR z ČR	-1357	-780	-607	-421	-520	-855	7681	13706	17666	19677	-46	-1398	-1249	-1861	49636
Vystaňovanie zo SR do ČR	0	0	0	0	0	0	0	10274	18820	10387	5987	4002	8314	4520	62304
Migračné saldo	-1357	-780	-607	-421	-520	-855	7681	3432	-1154	9290	-6033	-5400	-9563	-6381	-12668
Obrat migrácie	-1357	-780	-607	-421	-520	-855	7681	23980	36486	30064	5941	2604	7065	2659	111940

Literatúra

- [1]Cizinci v České republice. ČSÚ, 2001...2009 Praha.
- [2]DIVINSKÝ, B.: Zahraničná migrácia v Slovenskej republike – Stav, trendy spoločenské súvislosti. Friedrich Ebert Stiftung, Bratislava, 2005d.
- HOLÁ, B.: Proč se dlouhodobě nedaří dospět k harmonizovaným a mezinárodně srovnatelným údajům o zahraniční migraci. In: Forum Statisticum Slovaccum č.3, 2007, s.109-117.
- [3]STEINBAUEROVÁ, J.: Cizinci v ČR ve statistikách. In: Forum Statisticum Slovaccum č.3, 2007, s.221-228.
- [4]Štatistická ročenka. 1994...2005 ŠÚ SR, Veda, SAV, Bratislava.
- [5]VAŇO, B. et al.: Populačný vývoj v Slovenskej republike 1999. INFOSTAT, Bratislava, 2000.
- [6]Základné demografické údaje Prešovského kraja. 2001...2009 ŠÚ SR KS Prešov.

Adresa autora:

Rastislav Čief, PaedDr., PhD.
Sokolovska 7
066 01 Humenné
rastislav.cief@ku.sk

Finančné deriváty zdroj globálneho finančného rizika**Financial derivatives as a source of the global financial risk**

Valér Demjan

Abstract

Global financial system is being exposed to the significant pressure of the financial risks that deepens. Since 2007 and from the time the financial crises has occurred and which has under the pressure of the Credit Default Swaps changed into the global financial crises, none of the tighten decisions regarding the financial market tools regulations have been made and undertaken. Especially those latter-day financial derivatives in the form of the key derivatives modifications (as e.g. forwards, futures, swaps, options) stopped to fulfill their origin meaning. The basic nature of the financial derivatives in the form of financial risks elimination is being pushed aside and replaced by the function of the financial speculations.

Abstract

Globálny finančný systém je stále pod výrazným tlakom prehlbovania finančných rizík. Od roku 2007 a vypuknutia finančnej krízy, ktorá sa pod tlakom rizikových finančných derivátov CDS (Credit Default Swaps) premenila na globálnu hrozbu, neprišlo k žiadnemu výraznému sprísneniu reguláciu nástrojov finančného trhu. Práve novodobé finančné deriváty v podobe modifikácie kľúčových derivátov (forwardov, futures, swapy, opcie) prestávajú plniť svoj pôvodný význam. Základná podstata finančných derivátov v podobe eliminácie finančných rizík je utlačovaná do pozadia a nahrádzaná funkciou finančného špekulovania.

Key words: financial derivatives, credit default swaps, global monetary system, financial crisis, gross domestic product, financial industry, foreign currency transaction, FIAT Money

Kľúčové slová: finančné deriváty, CDS, globálny menový systém, finančná kríza, finančné riziko, HDP, finančný sektor, globálne finančné transakcie

JEL classification: F3, F31

Úvod

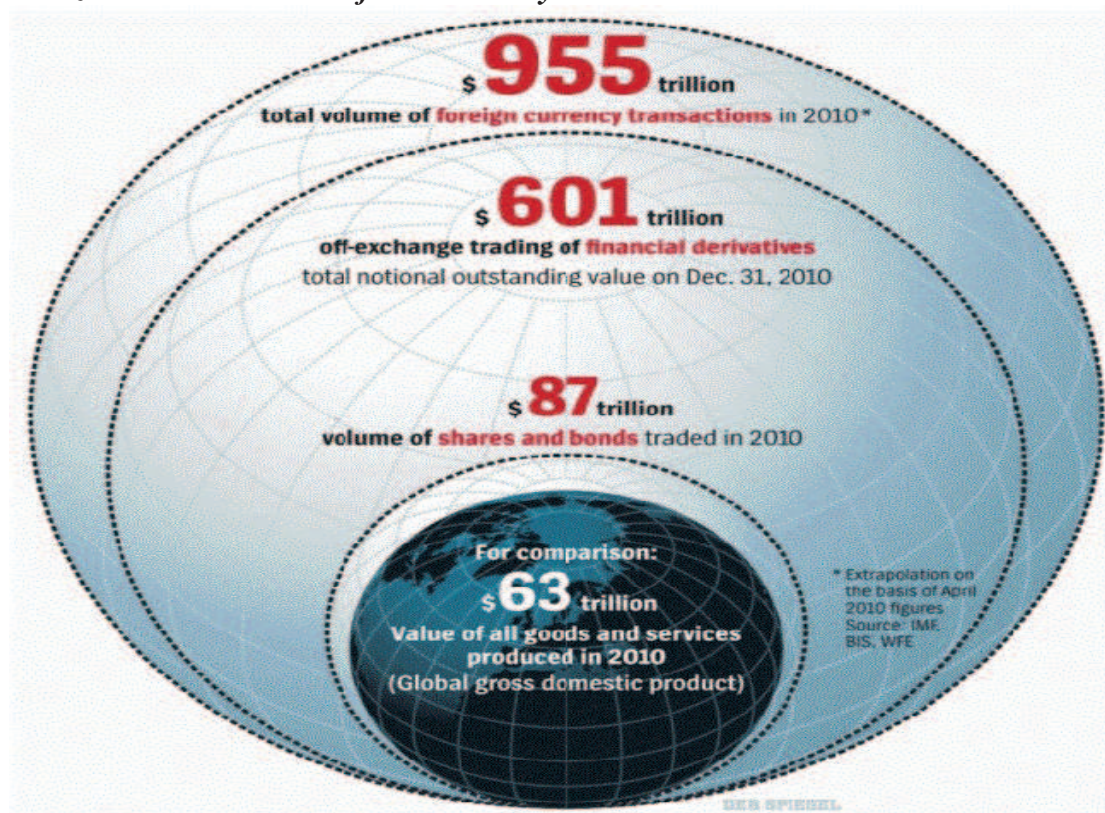
Stále viac vystupujú na povrch riziká súčasného finančného systému založeného na nekrytých peniazoch (FIAT Money) a enormného zadlžovania sa (frakčný systém komerčných bánk). Banky sa svojim frakčným rezervným systémom (mechanizmus na vytváranie dlhov, kedy nekrytá masa dlhov vytvorí množstvo úrokov, ktoré sú sťahované z reálnej ekonomiky) dostali na vrchol svetového finančného reťazca. Všetko sa v súčasnosti prispôsobuje bankám a ich finančným potrebám. Pričom snahou globálnych finančných inštitúcií a centrálnych bánk je cez zastabilizovanie finančných turbulencií obmedziť negatívne riziká na bankový sektor.

Finančné deriváty – nová finančná bublina

Celkový objem medzinárodných finančných transakcií v roku 2010 predstavoval 955 bil. USD, nominálny objem medzinárodných finančných derivátov dosiahol 601 bil. USD, objem reálnych operácií s akciami a dlhopismi dosiahol 87 bil. USD a hlboko pod tým je celkový ekonomický rast globálnej ekonomiky za rok 2010 na úrovni 63 bil. USD (reálne tovary a služby). Všetky tieto čísla len podčiarkujú, že súčasný menový a finančný systém stojí na vzduchovej bubline nekrytých peňazí, ktoré niekoľkonásobne presahujú hodnotu

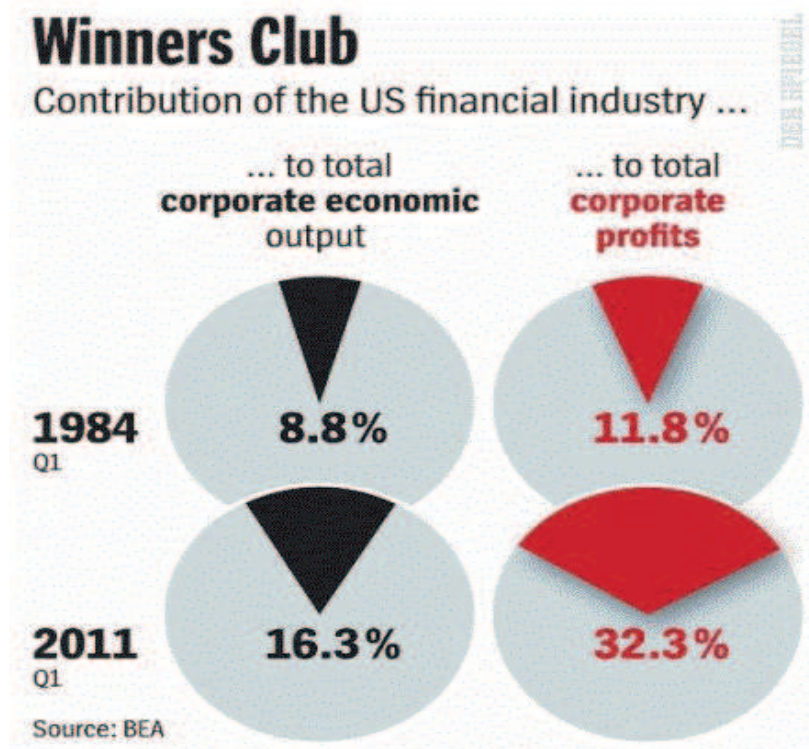
reálnych statkov a služieb. Výrazne im k tomu napomáha využívanie špekulatívnych finančných operácií cez finančné deriváty. Operácie finančných derivátov bez reálneho krytia základovým aktívom stáli i za vypuknutím súčasnej finančnej krízy. Za krachom Lehman Brothers stoja CDS (Credit Default Swaps), ktoré stiahli so sebou i najväčšiu svetovú poisťovňu AIG. Výhľad do budúcnosti je ešte rizikovejší a dá sa očakávať, že v trende rastúcich dlhov sa pomery voči reálnym hodnotám a rizikovým nekrytým finančným nástrojom budú naďalej navršovať. Finančná bublina, ktorá neprináša reálne hodnoty, tak začína postupne deformovať náš okolitý svet.

Obrázok 1: Reálne HDP k finančnému systému



O septembri 2008 (kolaps Lehman Brothers) povedal guvernér Bank of England M. King: „Boli sme 5-minút od kolapsu celkového finančného systému, musíme prijať prísne pravidlá regulácie finančného sektora a finančných derivátov“. Dôvodom kolapsu boli neregulované finančné deriváty. Po troch rokoch sa takmer nič nezmenilo. Žiadna regulácia, žiadne kroky na tlmenie rizika a znižovania dlhu, finančné deriváty sú jednoznačne víťazmi tejto krízy.

Ak nadviažeme na enormnú masu rizika finančného systému zistíme, kto je vlastne víťazom tohto bezbrehého navršovania dlhov a rizika. Víťazom sú finančné inštitúcie (banky, poisťovne, investičné fondy, hedge fondy). Kým ešte v 1Q roku 1984 bol podiel amerických finančných inštitúcií na celkovom HDP 8,8% a zisk finančných spoločností v USA predstavoval iba 11,8% z celkového zisku spoločností, tak v 1Q tohto roku je odhadovaný celkový výstup amerických finančných inštitúcií na úrovni 16,3% HDP, ale zisky až 32,3%. Práve tuto je jasne vidieť neochotu finančných inštitúcií pristúpiť na väčšiu reguláciu finančných trhov, prišli by totiž o potenciál finančných špekulácií za účelom dosahovania finančných trhov. Prehnaté vytváranie finančnej bubliny cez rizikové deriváty však môže tvrdo zasiahnuť globálnu ekonomiku.

Obrázok 2: Rastúci podiel finančného sektora na HDP**Záver**

Finančné deriváty napriek tomu, že sú kľúčovým faktorom vypuknutia finančnej krízy, prežívajú ďalšie vrcholné obdobie svojej existencie. Neochota centrálnych bánk a globálnych finančných inštitúcií pristúpiť k silnejšej regulácii finančných operácií potvrdzuje silné postavenie finančného sektora. Závislosť globálnej ekonomiky na rastúcom finančnom sektore a jeho podiele v tvorbe ekonomického rastu podporuje hrozbu vytvárania ďalšej finančnej bubliny. Práve pojem „too big to fail“ a hrozba nového systémového rizika vychádza z finančného sektora.

Literatúra a zdroje

1. CHOVANCOVÁ, B. a kol.: Finančný trh – nástroje, transakcie, inštitúcie, Iura Edition, Bratislava 2006, ISBN 80-8078-089-7,
2. CHOVANCOVÁ, B. a kol.: Investičné a hypotekárne bankovníctvo, Iura Edition, Bratislava 2008, ISBN 978-80-8078-223-8,
3. BELÁS J. a kol: Management komerčných bánk, bankových obchodov a operácií, GEORG, Žilina 2010, ISBN 978-80-89401-18-5
4. www.bloomberg.com
5. www.imf.org
6. www.bis.org
7. www.trimbroker.com

Autor:

Valér Demjan, Ing. PhD.
BIVŠ, zahraničná vysoká škola Banská Bystrica
Námestie slobody 3
974 01 Banská Bystrica
valer.demjan@bivs.sk

Štatistické skúmanie vzťahu nezamestnanosť – depresia (prvá časť) **Statistical exploration of the relationship between unemployment and depression (part 1)**

Anton Heretik – Ladislav Mura – Janka Betáková

Abstract:

On the strength of epidemiological study of depression in Slovakia we analyzed relation between half-year prevalence of depression and unemployment. Depression occurrence according to MINI was most frequent among disabled retired people, students and unemployed people. Unemployed people had the greatest amount of depressive symptoms and were more often in this group of involved people than employed people.

Key words:

quality of life, unemployment, depression, epidemiology, EPID study

Kľúčové slová:

kvalita života, nezamestnanosť, depresia, epidemiológia, štúdia EPID.

JEL classification: C19, E24, J44

1. Úvod

Kvalita života je v súčasnosti v centre pozornosti v rôznych oblastiach vedy, ale aj pri hodnotení praktických výstupov v rôznych oblastiach života – napr. ekonomiky, zdravotnej starostlivosti, environmentálnych dopadov a podobne (Diener, 2009, kritériá OECD pozri napr. In: Ferris, 2010). V psychológii sa zvykne zdôrazňovať subjektívna stránka kvality života, ktorá býva označovaná ako spokojnosť so životom, pohoda a podobne. (Kebza a Šolcová, 2005, Švehlíková a Heretik, 2008).

Ukazuje sa, že jedným z významných faktorov, ktoré priamo znižujú kvalitu života je depresia (Bechdolf a spol 2003). Z psychopatologického hľadiska je v súčasnosti depresia ako duševná porucha diagnostikovaná na základe kardinálnych symptómov (najmä porucha nálady a anhedónia), ktoré musia trvať po určitú dobu (Heretik, sr. a spol., 2003). Ohraničenie „klinicky významnej“ depresie od jednotlivých depresívnych symptómov je však neostré a z hľadiska vzťahu zdravie – porucha tu ide skôr o kontinuum. Aj takéto symptómy však majú významný negatívny vplyv na kvalitu života.

Nezamestnanosť môžeme z rôznych hľadísk (ekonomické, zdravotné, psychologické) hodnotiť ako závažnú udalosť s významným dopadom na jednotlivca, ktorého sa priamo týka, ale i na jeho okolie (Schraggeová, 2011). Mnoho štúdií sa venovalo vzťahu nezamestnanosti a prežívania stresu, vplyvu na zdravie i vzťahu medzi nezamestnanosťou a depresiou či úzkosťou.

Štatistike zamestnanosti sa okrem iných venoval aj Mura (2010), keď analyzoval zamestnanosť z regionálneho a odvetvového hľadiska.

V prezentovanej analýze sme sa zamerali na štatistické skúmanie vzťahu medzi nezamestnanosťou a depresiou z pohľadu nezamestnanosti ako možného významného faktora pre vznik depresívnych ťažkostí. Podkladom pre analýzu boli dáta z epidemiologickej štúdie depresie na Slovensku – EPID, ktorá sa realizovala v roku 2002. Z hľadiska času, kedy štúdia prebehla je vzhľadom k téme dôležité, že nezamestnanosť sa v tom období na Slovensku pohybovala okolo 19% podľa vtedajšej metodiky Štatistického úradu SR. Vzhľadom na stále prebiehajúcu hospodársku krízu a relatívne vysokú mieru nezamestnanosti považujeme výsledky a zistenia použiteľné i pre súčasnú prax.

2. Cieľ, materiál a metódy

Cieľom predloženej štúdie je analyzovať a štatisticky zhodnotiť vzťah medzi depresívnymi symptómami a profesijným statusom so zameraním na skupinu nezamestnaných na podklade dát zo štúdie EPID (Heretik sr., a spol., 2003).

Splnenie vytýčeného cieľa si vyžiadalo uskutočniť primárny výskum v teréne. Vzťahy medzi príznakmi depresie a nezamestnanosťou sme analyzovali na podklade reprezentatívnej vzorky participantov – dospelých občanov Slovenska na podklade dát zo štúdie EPID (Epidemiológia depresie na Slovensku, Heretik, sr. a spol., 2003, bližšie v tab. 1). Išlo o reprezentatívny kvótny výber šiestich štatistických znakov: pohlavie, vek, vzdelanie, veľkosť obce, kraj, národnosť (kvótno len slovenská a maďarská). Kvótno pomery boli vybrané na podklade dostupných dát Štatistického úradu SR. Pre štatistické vyhodnotenie sme využili špecifický softvér SPSS.

3. Výsledky a diskusia

V tabuľke 1 uvádzame v agregovanej forme základné charakteristiky výberového súboru respondentov. Ide o tri štatistické znaky: pohlavie, vzdelanie, národnosť.

Tabuľka 1 *Vybrané kvótno znaky výskumného súboru (N=1212).*

Kvótny znak	N (absolútna početnosť)	% (relatívna početnosť)
Pohlavie		
Ženy	625	51,5
Muži	587	48,5
Vzdelanie		
SŠ bez maturity	531	43,9
SŠ s maturitou	325	26,9
VŠ	114	9,4
Národnosť		
Slovenská	1076	89,1
Maďarská	109	9,0

Zdroj: primárny výskum, vlastné spracovanie

* niektoré počty v rámci kvót nedávajú súhrnne 1212 participantov, čo je spôsobené nedostupnými údajmi od respondentov.

Profesijný status nebol súčasťou kvótného výberu, rozoznávali sme tu šesť podkategórií: pracujúci, študenti, nezamestnaní, starobní dôchodcovia, invalidní dôchodcovia a kategóriu iné. Získané počty pre jednotlivé kategórie uvádzame v tabuľke 2.

Tabuľka 2 Profesijný status vo výskumnom súbore (N=1212)

Profesijný status	N (absolútna početnosť)	% (relatívna početnosť)
Pracujúci	697	57,5
Študujúci	87	7,2
Nezamestnaní	101	8,3
Starobní dôchodcovia	229	18,9
Invalidní dôchodcovia	59	4,9
Iné	39	3,2

Zdroj: primárny výskum, vlastné spracovanie

Metódami pre diagnostiku depresie bol Mini-International Neuropsychiatric Interview (ďalej MINI) (metodológiu štúdie uvádzame podrobne In: Heretik, sr. a spol., 2003). Dôležité je uviesť, že MINI je metóda, ktorá sa zameriava na výskyt dôležitých symptómov depresie po súvislú dobu minimálne dvoch týždňov (kritérium Medzinárodnej klasifikácie chorôb, MKCH-10) s uvedením, či participantovi tieto ťažkosti významne zhoršovali jeho fungovanie v sociálnej či pracovnej oblasti. Na základe odpovedí vytvára štyri kategórie – „bez známk depresie“, „depresívne symptómy“, „malá depresia“ (Minor depression) a „veľká depresia“ (Major depression). Obdobie, ktoré mal participant zhodnotiť, bolo posledných 6 mesiacov (tzv. 6-mesačná prevalencia).

Tabuľka 3 Štatistika závislostí

Štatistika	P-hodnota
Chí-kvadrát	0.001
Cramerov koeficient	0.147

Zdroj: údaje – primárny výskum, výstup zo softvéru SPSS

Štatistické testovanie sme realizovali na hladine významnosti $\alpha=0,05$. Keďže p-hodnota je nižšia ako hladina významnosti $\alpha=0,05$, nulovú hypotézu o závislosti nezamietame, t.j. existuje štatisticky preukazná závislosť. Silu závislosti sme zisťovali Cramerovým korelačným koeficientom, ktorý nadobúda hodnotu $p=0,147$. Znamená to teda, že zistené rozdiely sú štatisticky významné na úrovni malej korelácie. Žiada sa uviesť, že Cohen vytvoril jednoduchú pomôcku pre interpretáciu korelačných koeficientov v psychologickom výskume: Korelácia (v absolútnej hodnote) pod 0,1 je triviálna, 0,1–0,3 malá, 0,3–0,5 stredná a nad 0,5 veľká. (tabuľka 3)

Vo výskume sme zistili štatisticky významné rozdiely v prevalencii depresie medzi jednotlivými skupinami obyvateľstva podľa profesionálneho statusu. Z výsledkov sme tiež zistili, že najohrozenejšími skupinami sú invalidní dôchodcovia (60,7%), nezamestnaní (54,8%) a študenti (51,3%). (tabuľka 4)

Tabuľka 4 Prevalencia depresie v MINI podľa profesijného statusu

Zamestnanecký status	Depresia (podľa MINI)	
	Bez depresie	S depresiou
Pracujúci	62,6%	37,4%
Študujúci	48,8%	51,3%
Nezamestnaní	45,2%	54,8%
Starobní dôchodcovia	62,6%	37,4%
Invalidní dôchodca	39,3%	60,7%
Iné	63,2%	36,8%
Celkovo	59,1%	40,9%

Zdroj: primárny výskum, vlastné spracovanie

Tabuľka 5 Rozdiely vo výskyte jednotlivých kategórií depresie (MINI) medzi skupinami podľa profesijného statusu.

Profesijný status	Depresia (podľa MINI)			
	Veľká depresia	Malá depresia	S depresívnymi symptómami	bez známk depresie
Pracujúci	10,5%	5,5%	21,4%	62,6%
Študujúci	17,5%	5,0%	28,8%	48,8%
Nezamestnaní	12,9%	5,4%	36,6%	45,2%
Starobní dôchodcovia	13,7%	3,3%	20,4%	62,6%
Invalidní dôchodcovia	33,9%	8,9%	17,9%	39,3%
Iné	7,9%		28,9%	63,2%
Celkovo	12,8%	5,1%	23,0%	59,1%

Zdroj: primárny výskum, vlastné spracovanie

Ako sme uviedli už vyššie, metodika MINI rozlišuje tri kategórie depresie – „depresívne príznaky“, „malá depresia“ a „veľká depresia“. Tu sa ukazuje, že veľká depresia a malá depresia je najčastejšia u invalidných dôchodcov (ktorí mohli byť invalidizovaní aj z dôvodu chronickej depresie či iných psychických porúch). Depresívne symptómy však najčastejšie uvádzajú práve nezamestnaní (36,6% voči priemeru 23%).

Z hľadiska profesijného statusu sme v štúdií EPID zistili štatisticky významné rozdiely vo výskyte depresie podľa metódy MINI, kde nezamestnaní mali dvojnásobne častejšie depresiou podľa metódy MINI ako pracujúci. Nezamestnaní zároveň mali najvyššiu mieru tzv. depresívnych symptómov v porovnaní s ostatnými sledovanými kategóriami profesijného statusu. Dôležitým rozdielom oproti malej či veľkej depresii je tu, že participant nepovažuje uvedené symptómy za významné zhoršenie svojho sociálneho a pracovného fungovania. Mohlo by sa tak zdať, že ide len o „nevýznamné“ či „ľahké problémy“, čo však môže byť zavádzajúci pohľad, keďže práve títo ľudia nie sú vo väčšinovej sociálnej a pracovnej situácii – sú nezamestnaní! Na odpoveď či uvedené symptómy významne pôsobia na ich sociálnu či

pracovnú aktivitu teda mohli odpovedať nie, čo však nevylučuje významný dopad na ich bežný život a jeho prežívanie.

Nakoniec by sme chceli zdôrazniť, že zamestnanie samozrejme nie je z hľadiska depresie pozitívny či ochranný faktor, ale ukazuje sa, že napr. z hľadiska psychosociálnych faktorov nízka sociálna opora v práci súvisí so subklinickou úzkosťou a neistota v práci so subklinickou depresiou (Andrea a spol., 2009), z hľadiska chronobiológie smeny a výrazné posuny v pracovnom čase sú rizikom pre rozvoj depresie (Driesen, 2010).

4. Záver

V prekladanom článku sme sa pokúsili poukázať na rozličné súvislosti medzi nezamestnanosťou a depresívnym prežívaním na podklade témy kvality života. Zistenia zo štúdie EPID považujeme za ďalší doklad (prvýkrát na reprezentatívnej vzorke občanov SR) o vplyve nezamestnanosti ako rizikového faktora prežívania depresívnych príznakov a teda aj zníženej kvality života.

5. Literatúra

- [1] Andrea, H., Bultmann, U., van Amelsvoort, L. G. P. M., and Kant, Y. (2009). *The incidence of anxiety and depression among employees - the role of psychosocial work characteristics*. Depression and Anxiety. 26, s. 1040–1048. ISSN 1520-6394.
- [2] Bechdolf, A., Klosterkötter, J., Hambrecht, M., Knost, B., Kuntermann, C., Schiller, S., Pukrop, R. 2003. *Determinants of subjective quality of life in post acute patients with schizophrenia*. European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience. 253(5), s. 228-235, ISSN 09401334.
- [3] Comino, E.J., Harris, E., Silove, D., Manicavasagar, V., Harris, M. (2000). *Prevalence, detection and management of anxiety and depressive symptoms in unemployed patients attending general practitioners*. Australia and New Zealand Journal of Psychiatry, 34(1), s. 107-113. ISSN: 1440-1614.
- [4] Diener, E.(ed), (2009). *Assessing Well-Being*. Social Indicators Research Series. Vol. 39. Dordrecht: Springer. ISBN 978-90-481-2353-7.
- [5] Driesen, K., Jansen, N. W. H., Kant, I., Mohren D. C. L. and van Amelsvoort, L. G. P. M. (2010). *Depressed mood in the working population: associations with work schedules and working hours*. Chronobiology International, 27(5), s.1062 – 1079. ISSN 1525-6073.
- [6] Ferris, A.L. (2010). *Approaches to Improving the Quality of Life: How to Enhance the Quality of Life*. Dordrecht: Springer. ISBN 978-90-481-9147-5.
- [7] Heretik, A, sr., Heretik, A., jr., Novotný, V., Pečeňák, J., Ritomský, A. (2003). *Epidemiológia depresie na Slovensku*. Nové Zámky: Psychoprof. ISBN 80-968798-3-9.
- [8] Mura, L. (2010). Štatistika zamestnanosti v samosprávnych krajoch vo vybraných odvetviach hospodárstva Slovenska. *Forum Statisticum Slovacum* 4/2010, s. 130 – 135, ISSN 1336-7420
- [9] Paul, K., Geithner, K., Moser, K. (2009). *Latent Deprivation among People who Are Employed, Unemployed, or Out of the Labor Force*. The Journal of Psychology, 2009, 143(5), s. 477–491. ISSN 0022-3980.

- [10] Šolcová, Kebza. (2005). *Prediktory osobní pohody (well-being) u reprezentativního souboru české populace*. Československá psychologie. 49 (1), s. 1-8. ISSN: 0009-062X.
- [11] Schraggeová, M. (2011) *Nezamestnanosť v psychologických súvislostiach*. Nové Zámky: Psychoprof.
- [12] Švehlíková, L., Heretik, A. (2008). *Kvalita života – o čom to hovoríme?* Psychiatria-Psychoterapia-Psychosomatika, 15(3), s. 194-198. ISSN 1335-423X.
- [13] Talala, K., Huurre, T., Hillevi Aro, H., Martelin, T., Ritva Prattala, R. (2009). *Trends in socio-economic differences in self-reported depression during the years 1979–2002 in Finland*. Social Psychiatry Epidemiology. 44, s. 871–879. ISSN 0022-3980.
- [14] Wang, J.L.; Smailes, E., Sareen, J., Fick, G.H. Schmitz, N., Patten, S.B. (2010). *The Prevalence of Mental Disorders in the Working Population Over the Period of Global Economic Crisis*. Canadian Journal of Psychiatry, 55 (9), s. 598-605. ISSN: 0706-7437

Adresa autorov:

doc. Mgr. Anton Heretik, PhD.
Dubnický technologický inštitút,
Ústav pedagogických a psychologických vied
Sládkovičova 533/20,
018 41 Dubnica nad Váhom
E-mail: heretik@dti.sk

Ing. et Bc. Ladislav Mura, PhD.
Dubnický technologický inštitút,
Ústav DTaET
Sládkovičova 533/20,
018 41 Dubnica nad Váhom
E-mail:ladislav.mura@gmail.com

doc. Ing. arch. Janka Betáková, PhD.
Dubnický technologický inštitút,
Ústav odborných predmetov a IT
Sládkovičova 533/20,
018 41 Dubnica nad Váhom
E-mail: betakova@dti.sk

Štatistické skúmanie vzťahu nezamestnanosť – depresia (druhá časť) Statistical exploration of the relationship between unemployment and depression (part 2)

Anton Heretik – Ladislav Mura – Janka Betáková

Abstract:

In this paper we analyzed relation between unemployment and depression. 1212 participants participated in this study EPID, a quota selection was done by six criteria. Professional status was not a part of a quota sample. To consider Beck Depression Inventory. Beck Depression Inventory appeared especially among disabled and retired people. Unemployed people were also more often in this number than employed people. BDI indicates only actual depressive state of mind. However, this state of mind also influences the quality of life and it shows how it is linked with the risk of its presence or it might help to develop depressive failure.

Key words:

quality of life, unemployment, depression, epidemiology, EPID study.

Kľúčové slová:

kvalita života, nezamestnanosť, depresia, epidemiológia, štúdia EPID.

JEL classification: C19, E24, J44

1. Úvod

V prvej časti našej štúdie sme pozornosť venovali vzťahu nezamestnanosti a šesťmesačnej prevalencie depresívnych porúch na podklade dát zo štúdie EPID (Heretik a kol., 2003)

Nezamestnanosť môžeme hodnotiť z rôznych hľadísk (ekonomické, zdravotné, psychologické) ako závažnú udalosť s významným dopadom na jednotlivca, ktorého sa priamo týka, ale i na jeho okolie (Schraggeová, 2011).

Mnoho štúdií sa venovalo vzťahu nezamestnanosti a prežívania stresu, vplyvu na zdravie i vzťahu medzi nezamestnanosťou a depresiou či úzkosťou. Na základe analýzy údajov z takmer štvrtstoročného sledovania veľkej vzorky fínskej populácie ($N > 70,000$) zistili Talala a spol. (2009) stabilný pozitívny vzťah medzi depresiou a nezamestnanosťou.

Z hľadiska súčasného poznania je zrejmé, že depresia má výrazné negatívne dopady aj na socio-ekonomický status človeka, ktorý ňou trpí. Menej jednoznačný je vplyv samotnej nezamestnanosti na rozvoj depresívnych symptómov a depresie ako psychickej poruchy, viaceré výskumy však ukazujú, že nezamestnanosť môže viesť k depresii alebo jej jednotlivým symptómom.

Švédska štúdia (Rahmqvist a Carstensen; 1998) skúmala dopad nárastu nezamestnanosti pri hospodárskej kríze na začiatku 90-tych rokov (1989-1995) a zistila zdvojnásobenie psychologického distresu v spoločnosti, najmä však u nezamestnaných.

K obdobným zisteniam prišli Wang a spol. (2010) sledovaním zmien v dvojročnej prevalencii veľkej depresívnej poruchy po nedávnej „Globálnej ekonomickej kríze“ na vzorke vyše 3500 respondentov zistili jej signifikantný nárast o 2% (čo má významný zdravotný a ekonomický dopad nielen na samotných účastníkov).

2. Cieľ, materiál a metódy

Cieľom prezentovanej štúdie je analyzovať a štatisticky zhodnotiť vzťah medzi depresívnym prežívaním a nezamestnanosťou.

Splnenie vytýčeného cieľa si vyžiadalo uskutočniť primárny výskum v teréne. Vzťahy medzi depresívnym prežívaním a nezamestnanosťou sme analyzovali na podklade reprezentatívnej vzorky účastníkov – dospelých občanov Slovenska na podklade dát zo štúdie EPID (Epidemiológia depresie na Slovensku, Heretik, sr. a kol., 2003, bližšie v tab. 1). Išlo o reprezentatívny kvótny výber šiestich štatistických znakov: pohlavie, vek, vzdelanie, veľkosť obce, kraj, národnosť (kvótno len slovenská a maďarská). Kvótno pomery boli vybrané na podklade dostupných dát štatistického úradu SR a uvádzame ich v prvej časti štúdie v tomto čísle vedeckého časopisu FSS.

Beck Depression Inventory – skrátená 13. položková verzia (ďalej BDI) sa zameriava len na aktuálne prežívanie depresie („dnes“ či v „poslednom období“) a nešpecifikuje dĺžku trvania, avšak zameriava sa na stupeň výraznosti jednotlivých symptómov, ktoré dohromady tvoria tzv. cut-off skóre, ktoré je ďalej odstupňované na ľahký, silný a veľmi silný stupeň depresie. Mieru depresie zachytávanou pomocou BDI preto v texte nazývame „aktuálna depresia“. Pre štatistické vyhodnotenie sme využili špecifický softvér SPSS.

3. Výsledky a diskusia

3.1. Aktuálna depresia podľa BDI vo vzťahu k profesionálnemu statusu

Podobne ako v prípade 6-mesačnej prevalencie aj aktuálnou depresiou trpia najviac invalidní dôchodcovia (50,9%). Na rozdiel 6-mesačnej prevalencie sú však na druhom mieste starobní dôchodcovia (37,1%). Pracujúci vykazovali prežívanie aktuálnej depresie v priemere o polovicu zriedkavejšie ako nezamestnaní 15,4% vz. 30%.

Tabuľka 1 Štatistika závislostí

Štatistika	P-hodnota
Chí-kvadrát	0.001
Cramerov koeficient	0.258

Zdroj: údaje – primárny výskum, výstup zo softvéru SPSS

Štatistické testovanie sme realizovali na hladine významnosti $\alpha=0,05$. Keďže p-hodnota je nižšia ako hladina významnosti $\alpha=0,05$, nulovú hypotézu o závislosti nezamietame, t.j. existuje štatisticky preukazná závislosť. Silu závislosti sme zisťovali

Cramerovým korelačným koeficientom, ktorý nadobúda hodnotu $p=0,258$. Znamená to teda, že zistené rozdiely sú štatisticky významné na úrovni malej korelácie. Žiada sa uviesť, že Cohen vytvoril jednoduchú pomôcku pre interpretáciu korelačných koeficientov v psychologickom výskume: Korelácia (v absolútnej hodnote) pod 0,1 je triviálna, 0,1–0,3 malá, 0,3–0,5 stredná a nad 0,5 veľká.

Tabuľka 2 Aktuálna depresia podľa BDI vo vzťahu k profesionálnemu statusu

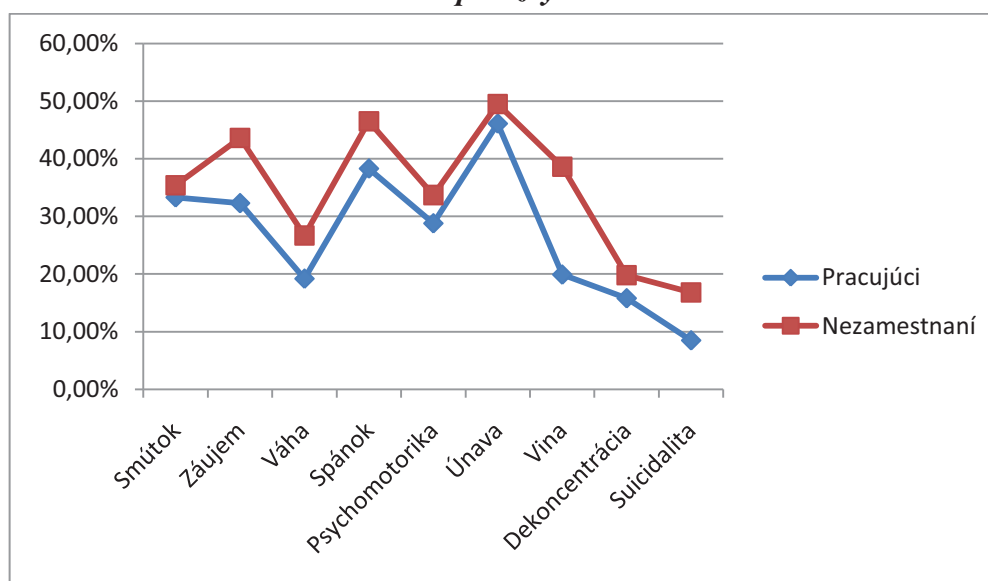
Zamestnanecký status	Aktuálna depresia
	Podľa BDI
Pracujúci	15,4%
Študujúci	20,7%
Nezamestnaní	30,0%
Starobní dôchodcovia	37,1%
Invalidní dôchodcovia	50,9%
Iné	10,3%
Celkový priemer	22,6%

Zdroj: primárny výskum, vlastné spracovanie

3.2. Výskyt najčastejších symptómov aktuálnej depresie u nezamestnaných.

Pri analýze jednotlivých položiek MINI a BDI zisťujeme, že nezamestnaní uvádzali zo všetkých skupín najčastejšie pocity viny (v MINI aj BDI) a neúspechu (BDI). V žiadnom zo symptómov neskórovali pracujúci vyššie ako nezamestnaní. Výsledky zistenia v jednotlivých položkách MINI sú znázornené na grafe 1.

Graf 1 Výskyt symptómov v jednotlivých kategóriách (pracujúci, nezamestnaní) – MINI položky

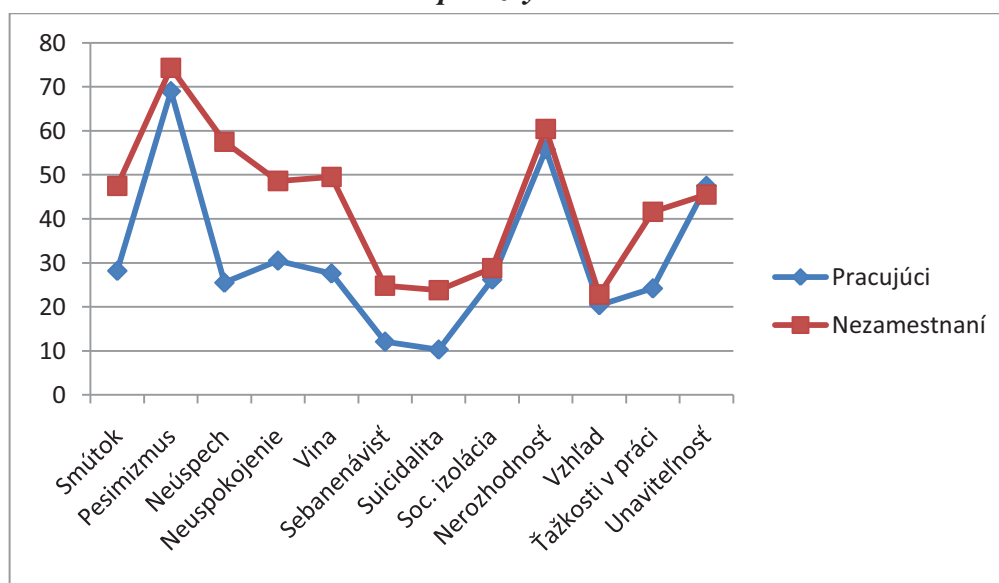


Zdroj: primárny výskum, vlastné spracovanie

Z grafu 1 je zrejmé, že v skupine nezamestnaných dosahovali konkrétne symptómy vyššiu hladinu výskytu. Je tomu tak preto, že nezamestnaný človek citlivejšie vníma všetky podnety a faktory zo svojho okolia, resp. pripisuje im väčšiu váhu. Ako najvýraznejšie pociťovaný symptóm je v skúmanom súbore únava (interval 46,1 – 49,5%). Naopak ako najmenej vnímaný faktor je suicidalita (interval 8,5 – 16,8%).

Výsledky zistenia v jednotlivých položkách BDI sú znázornené na grafe 2.

Graf 2 Výskyt symptómov v jednotlivých kategóriách (pracujúci, nezamestnaní) – BDI položky



Zdroj: primárny výskum, vlastné spracovanie

V grafe 2 sú znázornené symptómy a ich výskyt v štatistickom výberovom súbore v rámci BDI položiek. Ukazuje sa, že v tomto prípade je najvýznamnejším symptómom pesimizmus, ktorý dosahuje vysoké hodnoty (interval 69 – 74,3 %) v oboch podkategóriách (pracujúci, nezamestnaní). Najmenšiu váhu pripisujú respondenti opäť suicidalite a tiež sebanenávisti.

V tabuľke 3 uvádzame komparáciu oboch symptómov u nezamestnaných a pracujúcich. Za povšimnutie stojí aj dvojnásobne vyšší výskyt sebanenávisti a suicidalných myšlienok či tendencií u nezamestnaných.

Tabuľka 3 Komparácia symptómov depresie u pracujúcich a nezamestnaných

Položky v MINI	Pracujúci	Nezamestnaní	BDI položky	Pracujúci	Nezamestnaní
Smútok	33,3%	35,4%	Smútok	28,2	47,5
Záujem	32,3%	43,6%	Pesimizmus	69	74,3
Váha	19,2%	26,7%	Neúspech	25,5	57,5
Spánok	38,3%	46,5%	Neuspokojenie	30,5	48,6
Psychomotorika	28,8%	33,7%	Vina	27,6	49,5
Únava	46,1%	49,5%	Sebanenávist	12,1	24,8
Vina	19,9%	38,6%	Suicidalita	10,3	23,8

Dekonzentrácia	15,8%	19,8%	Soc. izolácia	26,2	28,8
Suicidalita	8,5%	16,8%	Nerozhodnosť	55,8	60,4
Fungovanie	21,6%	24,7%	Vzhl'ad	20,4	22,8
			Ťažkosti v práci	24,2	41,6
			Unaviteľnosť	47,5	45,5

Zdroj: primárny výskum, vlastné spracovanie

* Tučným písmom uvádzame najvyššie % zo všetkých skupín

Depresívne prežívanie vykazovali štatisticky významne častejšie nezamestnaní ako pracujúci. Ukazuje sa tak aj význam nezamestnanosti ako osobného faktora. Tým rozhodne nechceme povedať, že regionálna miera nezamestnanosti nemá dopad na prežívanie distresu či depresívnych symptómov na jej obyvateľov globálnejšie (pozri napr. Rahmkvist a Carstensen 1998), či dopady na regióny, nálady a podnikanie v nich ako také (Mura a Mižičková, 2006).

Z hľadiska teoretického konštruovania vzťahu depresie a nezamestnanosti asi najznámejší model o vzťahu depresie a nezamestnanosti Latent deprivation model od Jahodovej (1982) predpokladá, že nezamestnanosť môže viesť k depresii práve pre nedostatok pozitívnych podnetov a ocenení, ktoré prináša práca a zamestnanie, čo podporujú viaceré výskumné zistenia (pozri Paul a spol., 2009). Tento predpoklad nie je možné z hľadiska metodológie zdrojovej štúdie EPID overiť, ale predpokladáme, že vzťah je komplexnejší a práve silnejšie prežívanie pocitov bezcennosti, viny a neúspechu naznačuje prežívanie nezamestnanosti ako „osobného zlyhania“, pričom čas predtým vyplnený prácou môže byť teraz „využitý“ na ruminačné úvahy o príčinách tohto „zlyhania“.

4. Záver

Vo vedeckom článku sme sa pokúsili poukázať na súvislosť medzi nezamestnanosťou a depresívnym prežívaním na podklade témy kvality života. Zistenia zo štúdie EPID považujeme za ďalší doklad o vplyve nezamestnanosti ako rizikového faktora prežívania depresívnych symptómov a teda aj zníženej kvality života. Z jednotlivých symptómov uvádzali nezamestnaní významne častejšie pocity viny a neúspechu. Konštatujeme, že nezamestnanosť sa dá považovať za rizikový faktor pre depresívne prežívanie, ktoré zase súvisí so zhoršenou kvalitou života. Pripomíname však tiež, že nezamestnanosť samotná nemusí nutne súvisieť so zníženou kvalitou života, čo je však už téma za hranicami predloženej analýzy.

5. Literatúra

- [1] Heretik, A., sr., Heretik, A., jr., Novotný, V., Pečeňák, J., Ritomský, A. (2003). *Epidemiológia depresie na Slovensku*. Nové Zámky: Psychoprof. ISBN 80-968798-3-9.
- [2] Jahoda, M. (1982). *Employment and unemployment: A social-psychological analysis*. Cambridge, England: Cambridge University Press. ISBN 978052128586.

- [3] Mura, L., Mižičková, Ľ. (2006). *Zmeny v podnikateľskom prostredí Slovenska a ich dopad na malé a stredné podnikanie*. In: *Konkurencieschopnosť v EÚ – výzva pre krajiny V4*, Medzinárodné vedecké dni Nitra, ISBN 80-8069-704-3.
- [4] Paul, K., Geithner, K., Moser, K. (2009). *Latent Deprivation among People who Are Employed, Unemployed, or Out of the Labor Force*. *The Journal of Psychology*, 2009, 143(5), s. 477–491. ISSN 0022-3980.
- [5] Rahmkvist, M., Carstensen, J. (1998). *Trend of psychological distress in a Swedish population from 1989 to 1995.*, *Scandinavian Journal of Social Medicine*. 26(5), s.214-222. ISSN 0300-8037.
- [6] Talala, K., Huurre, T., Hillevi Aro, H., Martelin, T., Ritva Prattala, R. (2009). *Trends in socio-economic differences in self-reported depression during the years 1979–2002 in Finland*. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*. 44, s. 871–879. ISSN: 1433-9285.
- [7] Wang, J.L.; Smailes, E., Sareen, J., Fick, G.H. Schmitz, N., Patten, S.B. (2010). *The Prevalence of Mental Disorders in the Working Population Over the Period of Global Economic Crisis*. *Canadian Journal of Psychiatry*, 55 (9), s. 598-605. ISSN 0706-7437.

Adresa autorov:

doc. Mgr. Anton Heretik, PhD.
Dubnický technologický inštitút,
Ústav pedagogických a psychologických vied
Sládkovičova 533/20,
018 41 Dubnica nad Váhom
E-mail: heretik@dti.sk

Ing. et Bc. Ladislav Mura, PhD.
Dubnický technologický inštitút,
Ústav DTaET
Sládkovičova 533/20,
018 41 Dubnica nad Váhom
E-mail:ladislav.mura@gmail.com

doc. Ing. arch. Janka Betáková, PhD.
Dubnický technologický inštitút,
Ústav odborných predmetov a IT
Sládkovičova 533/20,
018 41 Dubnica nad Váhom
E-mail: betakova@dti.sk

Statisticky významný rozdíl ve dvouvýběrovém testu Statistically significant difference in two-sample test

Karel Hrach

Abstract: Suppose we compare two independent normally distributed samples. We would like to find out what the difference between their averages is in favor of statistically significant difference in the corresponding population means. This article discusses the specific situation of the equal sample sizes and variations.

Key words: T-test for independent samples, statistically significant difference.

Klíčová slova: Dvou-výběrový t-test, statisticky významný rozdíl.

JEL classification: C12.

1. Úvod

Při plánování výzkumu bývá důležitým úkolem stanovit, jak velký rozsah statistického souboru zvolit, aby data byla dostačující pro prokázání statistické významnosti. Tento příspěvek se zabývá konkrétně případem, kdy hodláme pomocí dvou-výběrového testu prokázat významnou rozdílnost středních hodnot dvou srovnávaných populací, a to za těchto zjednodušujících předpokladů: že oba výběry budou mít stejný rozsah a stejnou variabilitu.

2. Obecné odvození velikosti statisticky významného rozdílu

Hodláme statisticky porovnat dvě populace, přičemž obě populace odpovídají modelu normálního rozdělení se stejnou variabilitou. Označme počet pozorování a hodnotu výběrové směrodatné odchylky pro první výběr jako n_1 a s_1 , pro druhý výběr jako n_2 a s_2 .

Testujeme shodu, resp. rozdílnost středních hodnot obou populací. Předpokládejme při tom pro zjednodušení, že

$$n_1 = n_2 = n \quad (1)$$

$$s_1 = s_2 = s \quad (2)$$

Jak je známo (viz např. [6], [8] a další), je odpovídající testová statistika dána vzorcem

$$T = d/S \quad (3)$$

kde d značí zjištěný rozdíl pro průměry obou výběrů a S značí výběrovou chybu pro tento rozdíl, tedy hodnotu danou obecně vztahem:

$$S^2 = [(n_1-1) \cdot s_1^2 + (n_2-1) \cdot s_2^2] \cdot (1/n_1 + 1/n_2) / (n_1 + n_2 - 2) \quad (4)$$

Je zřejmé, že za platnosti výše uvedených předpokladů (1) a (2) lze vztah (4) upravit do tvaru

$$S = s \cdot \sqrt{(2/n)} \quad (5)$$

takže vzorec (3) lze pak vyjádřit ve tvaru

$$T = d \cdot \sqrt{(n/2)} / s \quad (6)$$

Uvedená testová statistika se obecně řídí Studentovým t-rozdělením s $n_1 + n_2 - 2$ stupni volnosti, což za předpokladu (1) znamená, že půjde o t-rozdělení s $2n - 2$ stupni volnosti. Při aplikaci oboustranného testu budou tedy obě srovnávané populace prohlášeny za významně odlišné, pokud bude platit:

$$|d| \cdot \sqrt{(n/2)} / s > t \quad (7)$$

kde t značí hodnotu kritického t-quantilu s $2n - 2$ stupni volnosti (tj. 97,5% kvantil, při standardní hladině významnosti $\alpha = 0,05$). Úpravou tohoto vztahu vznikne výsledná nerovnost

$$|d| > t \cdot s / \sqrt{(n/2)} \quad (8)$$

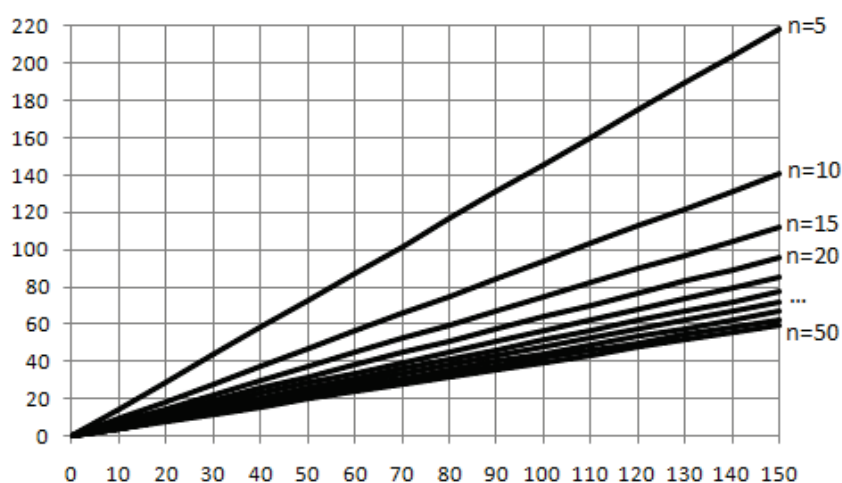
udávající, jaké hodnoty rozdílu d mezi zjištěnými průměry znamenají potvrzení statisticky významné rozdílnosti obou středních hodnot za podmínek (1) a (2).

3. Statisticky významný rozdíl v závislosti na rozsahu a variabilitě obou výběrů

Zvolme $\alpha=0,05$. Vztah (8) bude nejprve ilustrován závislostí velikosti minimálního d na hodnotě s , a to pro různá pevně zvolená n (voleny byly hodnoty $n=5, 10, \dots, 45$ a 50), viz obrázek 1. Graf interpretujeme následovně: např. pro $n=5$ (zcela vrchní přímka) prohlásíme při $s=110$ střední hodnoty obou populací na 5% hladině významnosti za významně odlišné vždy, když vyjde zjištěný rozdíl mezi oběma průměry (v absolutní hodnotě) větší než cca 160. Přesně lze tyto hraniční hodnoty pro d v závislosti na s určit dosazením do lineární funkce

$$k(n) \cdot s \quad (9)$$

kde hodnota směrnice $k(n)$ je pro příslušné n dána dle vztahu (8) jako hodnota $t/\sqrt{(n/2)}$. Hodnoty těchto směrnic jsou pro jednotlivá uvažovaná n uvedeny v tabulce 1.



Obrázek 1: Závislost velikosti významného rozdílu na hodnotě směrodatné odchylky obou výběrů (vodorovná osa) pro různé rozsahy obou výběrů (hodnoty $n=5, 10, \dots, 45, 50$)

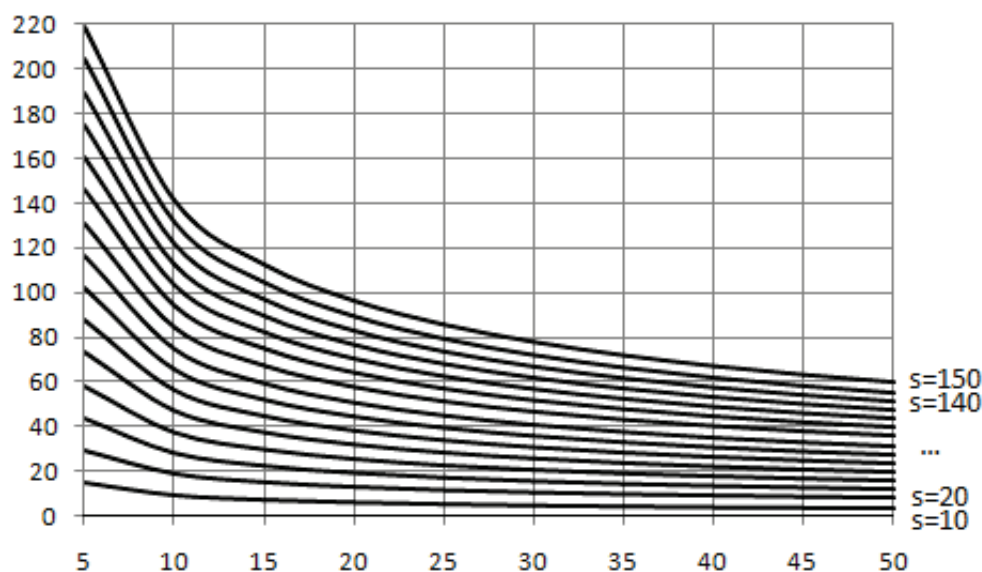
Tabulka 1: Směrnice $k(n)$ jednotlivých přímek (pro různá n) z obrázku 1

n	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50
$k(n)$	1,458	0,940	0,748	0,640	0,569	0,517	0,477	0,445	0,419	0,397

Je také možno vztah (8) ilustrovat závislostí velikosti hraničního d naopak na hodnotě n , a to pro různá pevně zvolená s (voleny byly hodnoty $s=10, 20, \dots, 140$ a 150), viz obrázek 2. Graf interpretujeme následovně: např. pro $s=150$ (zcela vrchní křivka) prohlásíme při $n=10$ střední hodnoty obou populací na 5% hladině významnosti za významně odlišné vždy, když vyjde zjištěný rozdíl mezi oběma průměry (v absolutní hodnotě) větší než cca 140. Poměrně přesně lze tyto hraniční hodnoty pro d v závislosti na n určit dosazením do funkce

$$K(s) \cdot n^{-0,5579} \quad (10)$$

kde hodnoty koeficientů $-0,5579$ a $K(s)$ byly pro jednotlivá s určeny vždy proložením regresní mocninné funkce (hodnota $-0,5579$ vyšla jednotně pro libovolné uvažované s), výsledky jsou uvedeny v tabulce 2. Index determinace činil 99,81 % pro každý regresní model, tedy pro každé uvažované s .



Obrázek 2: Závislost velikosti významného rozdílu na hodnotě rozsahu každého z obou výběrů (vodorovná osa) pro různé hodnoty směrodatné odchylky každého z obou výběrů

Tabulka 2: Koeficienty $K(s)$ jednotlivých křivek z obrázku 2 (pro různá s) dle vztahu (10)

s	10	20	30	40	50	60	70
$K(s)$	34,6132	69,2263	103,8395	138,4526	173,0658	207,6789	242,2921

	80	90	100	110	120	130	140	150
	276,9052	311,5184	346,1315	380,7447	415,3578	449,9710	484,5841	519,1973

Jiná možnost, jak přibližně namodelovat průběh jednotlivých křivek z obrázku 2, je nahrazení t-kvantilu v nerovnici (8) asymptoticky odpovídajícím kvantilem normálního normovaného rozdělení, tj. (při $\alpha=0,05$) hodnotou 1,9600. Po tomto dosazení je výsledkem úpravy vztahu (8) tato přibližná hraniční hodnota pro d v závislosti na n a s :

$$1,9600 \cdot \sqrt{2 \cdot s \cdot n^{-0,5}} = 2,7718 \cdot s \cdot n^{-0,5} \quad (11)$$

což lze při pevně zvoleném s přepsat do tvaru mocninné funkce

$$G(s) \cdot n^{-0,5} \quad (12)$$

kde hodnoty koeficientu $G(s)=2,7718 \cdot s$ pro jednotlivá uvažovaná s jsou uvedeny v tabulce 3.

Tabulka 3: Koeficienty $G(s)$ jednotlivých křivek z obrázku 2 (pro různá s) dle vztahu (12)

s	10	20	30	40	50	60	70
$G(s)$	27,7181	55,4362	83,1542	110,8723	138,5904	166,3085	194,0265

	80	90	100	110	120	130	140	150
	221,7446	249,4627	277,1808	304,8988	332,6169	360,3350	388,0531	415,7711

4. Ukázka praktického použití

Předpokládejme, že plánujeme experiment, jehož cílem je porovnání dvou populací. Za každou z obou skupin je k dispozici pouze a přesně 15 probandů. Nejde nám tedy v tomto případě o odhad potřebného rozsahu výběru, ale o to, zda vzhledem k očekávaným variabilitám výběrů budou při daném rozsahu na 5% hladině významnosti odhaleny případné statisticky významné odlišnosti mezi oběma skupinami. Předpokládejme, že jednotlivé zkoumané veličiny budou vykazovat srovnatelnou variabilitu v obou skupinách. Pak při pevně zvoleném $n=15$ můžeme předem stanovit, jak velký rozdíl mezi oběma získanými výběrovými průměry bude znamenat prokázání statisticky významné odlišnosti mezi středními hodnotami při různých hodnotách s : aplikací vztahu (9) dostaneme přesné hodnoty minimálních statisticky významných rozdílů (v tabulce 4 značené jako hodnoty $d_{(9)}$), aplikací vztahů (10), resp. (12) získáme hodnoty přibližné (v tabulce 4 značené jako hodnoty $d_{(10)}$ a $d_{(12)}$).

Tabulka 4: Hranice významných rozdílů pro různá s dle vztahů (9), (10) a (12) při $n=15$

s	10	20	30	40	50	60	70
$d_{(9)}$	7,4797	14,9595	22,4392	29,9189	37,3986	44,8784	52,3581
$d_{(10)}$	7,6400	15,2801	22,9201	30,5602	38,2002	45,8403	53,4803
$d_{(12)}$	7,1568	14,3136	21,4703	28,6271	35,7839	42,9407	50,0974

80	90	100	110	120	130	140	150
59,8378	67,3175	74,7973	82,2770	89,7567	97,2364	104,7162	112,1959
61,1204	68,7604	76,4005	84,0405	91,6806	99,3206	106,9607	114,6007
57,2542	64,4110	71,5678	78,7245	85,8813	93,0381	100,1949	107,3516

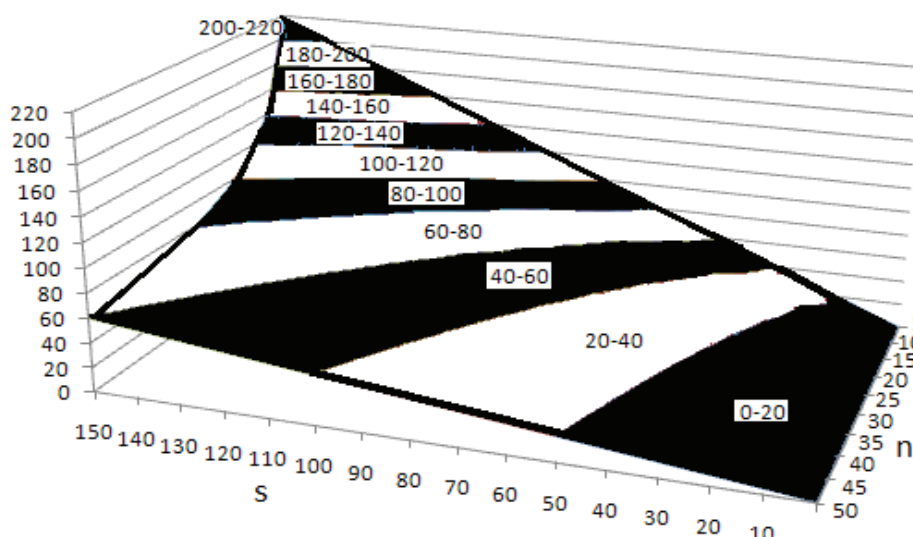
Takže pokud bude hodnota směrodatné odchylky v každém z obou výběrů např. $s=20$, prohlásíme na základě tabulky 4 obě populace za statisticky významně odlišné na 5% hladině významnosti vždy, když vyjde rozdíl jejich výběrových průměrů podle vztahu (9) větší než 14,9595; podle vztahu (10) je přibližným odhadem této hranice hodnota 15,2801 a podle vztahu (12) hodnota 14,3136.

5. Závěr

Vztah (8) je vztahem vyjadřujícím závislost velikosti významného rozdílu (d) na dvou proměnných (n a s , přičemž hodnota n se promítá i do hodnoty t -kvantilu). Odpovídající 3D-grafické znázornění této závislosti (opět při $\alpha=0,05$) je na obrázku 3.

Připomeňme, že pro zde uváděné vztahy bylo předpokládáno splnění podmínek (1) a (2). V praxi může být nutno zohlednit další aspekty problematiky porovnávání dvou populací, jako vyrovnat se s případem nestejných variabilit (viz např. [5]), s nutností použít neparametrický přístup (viz např. [1], [2]), a v mnoha dalších publikacích lze najít porovnání různých přístupů, resp. zohlednění i jiných aspektů (viz např. [3], [4], [7], a další).

Výpočty byly prováděny a grafy generovány s využitím Excelu, verze 2007.



Obrázek 3: Závislost velikosti minimálního statisticky významného rozdílu (svislá osa) na hodnotách rozsahu (n) a směrodatné odchylky (s) každého z obou výběrů

6. Literatura

- [1] BAKLIZI, A. 2007. Inference about the Mean Difference of Two Non-Normal Populations Based on Independent Samples: A Comparative Study. In: Journal of Statistical Computation and Simulation 77 (7), 2007, pp. 613-624.
- [2] BROWNE, R. H. 2010. The t-Test p Value and Its Relationship to the Effect Size and $P(X > Y)$. In: American Statistician 64 (1), 2010, pp. 30-33.
- [3] DE MARTINI, D. 2008. Evaluating the Risk in Sample Size Determination. In: Communications in Statistics – Simulation and Computation 37 (9), 2008, pp. 1776-1784.
- [4] KUPPER, L.L. – HAFNER, K.B. 1989. How Appropriate Are Popular Sample-Size Formulas. In: American Statistician 43 (2), 1989, pp. 101-105.
- [5] LUH, W.M. – GUO, J.H. 2007. Approximate Sample Size Formulas for the Two-Sample Trimmed Mean Test with Unequal Variances. In: British Journal of Mathematical & Statistical Psychology 60 (1), 2007, pp. 137-146.
- [6] MENDELHALL, W. 1987. Introduction to Probability and Statistics. Boston: PWS-KENT, 1987. 783 s. ISBN 0-87150-046-9.
- [7] RASCH, D. – TEUSCHER, F. – GUIARD, V. 2007. How Robust Are Tests for Two Independent Samples? In: Journal of Statistical Planning and Inference 137 (8), 2007, pp. 2706-2720.
- [8] ZVÁROVÁ, J. – MALÝ, M. (EDS.) 2003. Statistické metody v epidemiologii. Svazek 1. Praha: Univerzita Karlova, 2003. 236 s. ISBN 80-246-0763-8.

Adresa autora:

Karel Hrach, RNDr., Ph.D.
 Laboratoř pro studium pohybu, Ústav zdravotnických studií UJEP
 Velká Hradební 13
 400 96 Ústí nad Labem (ČR)
 karel.hrach@ujep.cz

Vývoj vybraných ukazovateľov charakterizujúcich vstup práce do výrobného procesu v priemysle, v potravinárskom priemysle a vo výrobe mlieka v SR v období 2000 až 2010

Development of selected indicators characterizing the labor input into the production process in industry, food industry and milk production in Slovakia in the period 2000 to 2010

Jozef Chajdiak – Kateřina Věntusová

Abstract: This paper analyzes the development in industry, food industry and milk production in Slovakia in the period 2000 to 2010 according to the number of employees and hours worked. The relative indicators was used indicator of the average length of working hours in a month. The analysis used line charts, moving annual averages, the regression line.

Abstrakt: V príspevku sa analyzuje vývoj v priemysle, v potravinárskom priemysle a vo výrobe mlieka v SR v období 2000 až 2010 podľa počtu zamestnancov a odpracovaných hodín. Z relatívnych ukazovateľov bol použitý ukazovateľ priemernej dĺžky pracovného mesiaca v hodinách. K analýze boli použité spojnicové grafy, klzavé ročné priemery, regresná priamka.

Key words: industry, food industry, milk production, number of employees, hours worked, average length of working hours in a month

Kľúčové slová: priemysel, potravinársky priemysel, výroba mlieka, počet zamestnancov, počet odpracovaných hodín, priemerná dĺžka pracovného mesiaca v hodinách

JEL classification: J21, C49

Úvod

Ľudstvo v súčasnom historickom období prežíva dynamické zmeny. Počet obyvateľov sveta prekročil šesť miliárd, my sme sa prepracovali na úroveň 5,4 milióna obyvateľov. Úmerne k tomu rastie aj objem výroby potravín, nápojov a tabaku slúžiacich k uspokojeniu základných potrieb človeka. Rastie aj objem výroby v priemysle spolu. Vývojové zmeny v priemysle ovplyvňujú tak požiadavky vyplývajúce z uspokojovania základných potrieb človeka a ľudstva (dopyt), ako aj objem viazaných zdrojov v priemysle a efektívnosť ich spotreby. Analýza vývoja hodnôt vybraných ekonomických ukazovateľov charakterizujúcich vstup práce do výrobného procesu za divízie 10 až 12 podľa Štatistickej klasifikácie ekonomických činností, Rev. 2 (2008), SK NACE Rev.2 – Výroba potravín, nápojov a tabaku, aj v porovnaní s údajmi za priemysel spolu a výrobu mlieka tak predstavuje potrebnú súčasť analytických prác vo všeobecnosti.

1. Východiskové údaje

Štatistický úrad SR na svojej webovskej stránke v časti Ukazovatele ekonomického vývoja SR, v časti Priemysel, v časti Časové rady vybraných ukazovateľov podľa SK NACE Rev. 2

(index priemyselnej produkcie, tržby, priemerný počet zamestnaných osôb, priemerná nominálna mesačná mzda, nové objednávky, odpracované hodiny, cenové indexy) prezentuje hodnoty uvedených ukazovateľov v podobe mesačných časových radov od januára 2000 po ostatné obdobie november 2010. Údaje sú za priemysel spolu a väčšinu priemyselných divízií podľa SK NACE Rev.2. Za divízie 10 – 12 sme použili údaje o počte zamestnaných osôb, a počte odpracovaných hodín.

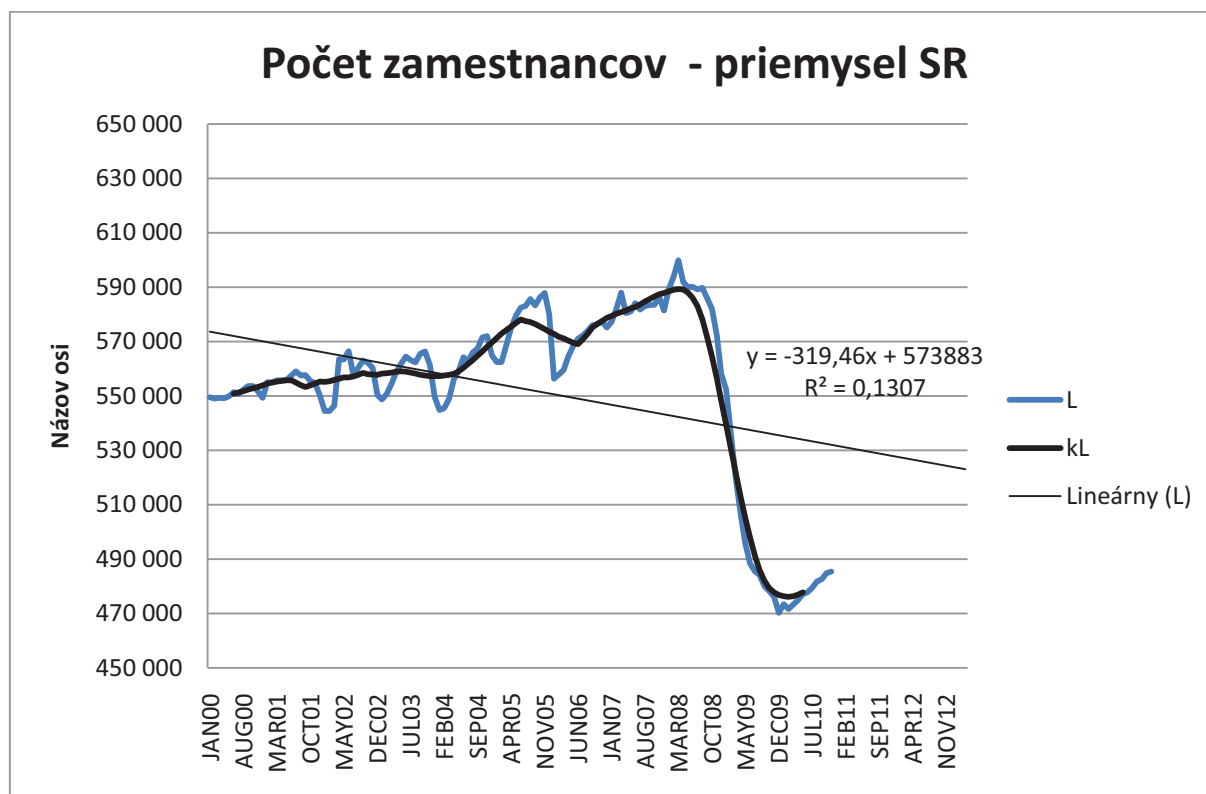
Priemerná dĺžka pracovného mesiaca v hodinách bola vypočítaná ako podiel odpracovaných hodín k počtu zamestnancov.

Prehľad označení jednotlivých ukazovateľov je v Tab.1.

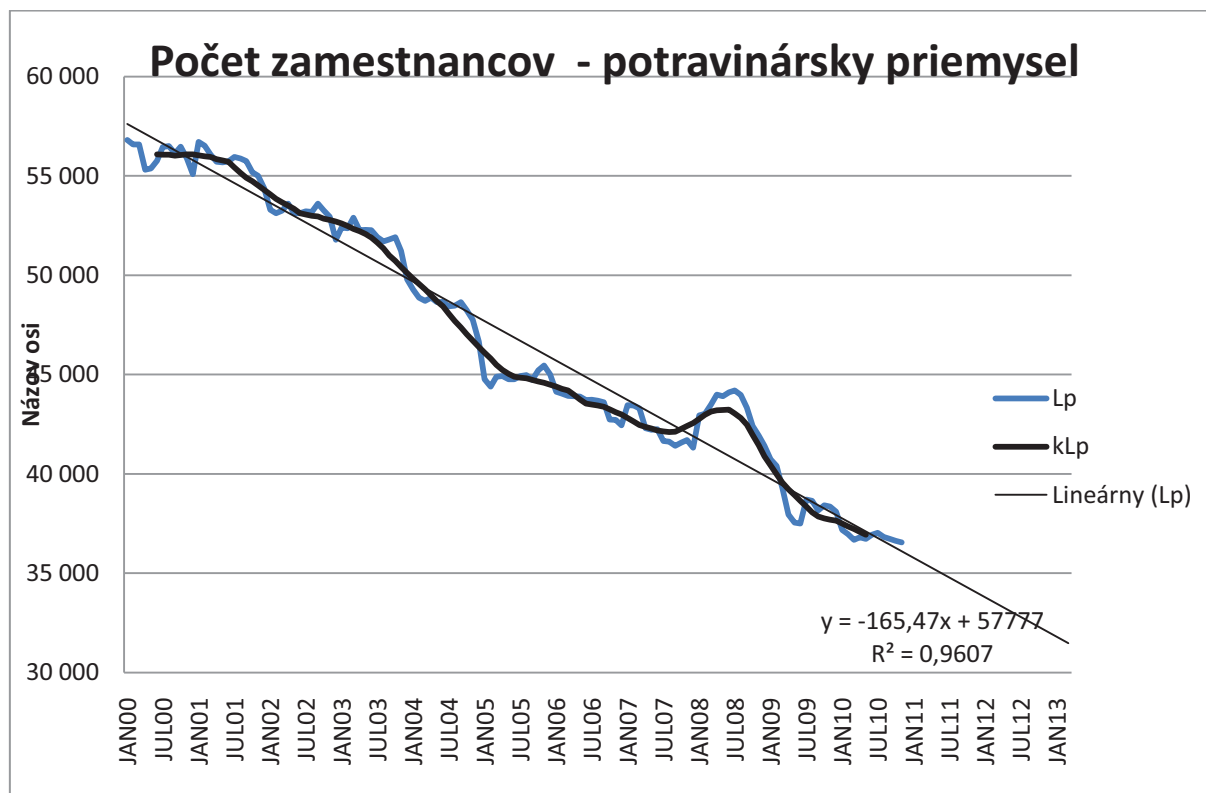
Tab.1 Prehľad jednotlivých ukazovateľov

Označenie ukazovateľa			Obsah ukazovateľa
Priemysel spolu	Výroba potravín, nápojov a tabakových výrobkov	Výroba mlieka (10.5)	
L	Lp	L105	Počet zamestnancov
H	Hp	H105	Počet odpracovaných hodín
Relatívne ukazovatele			
HL	HpLp	H105L105	HL=H/L – priemerná dĺžka mesiaca v hodinách

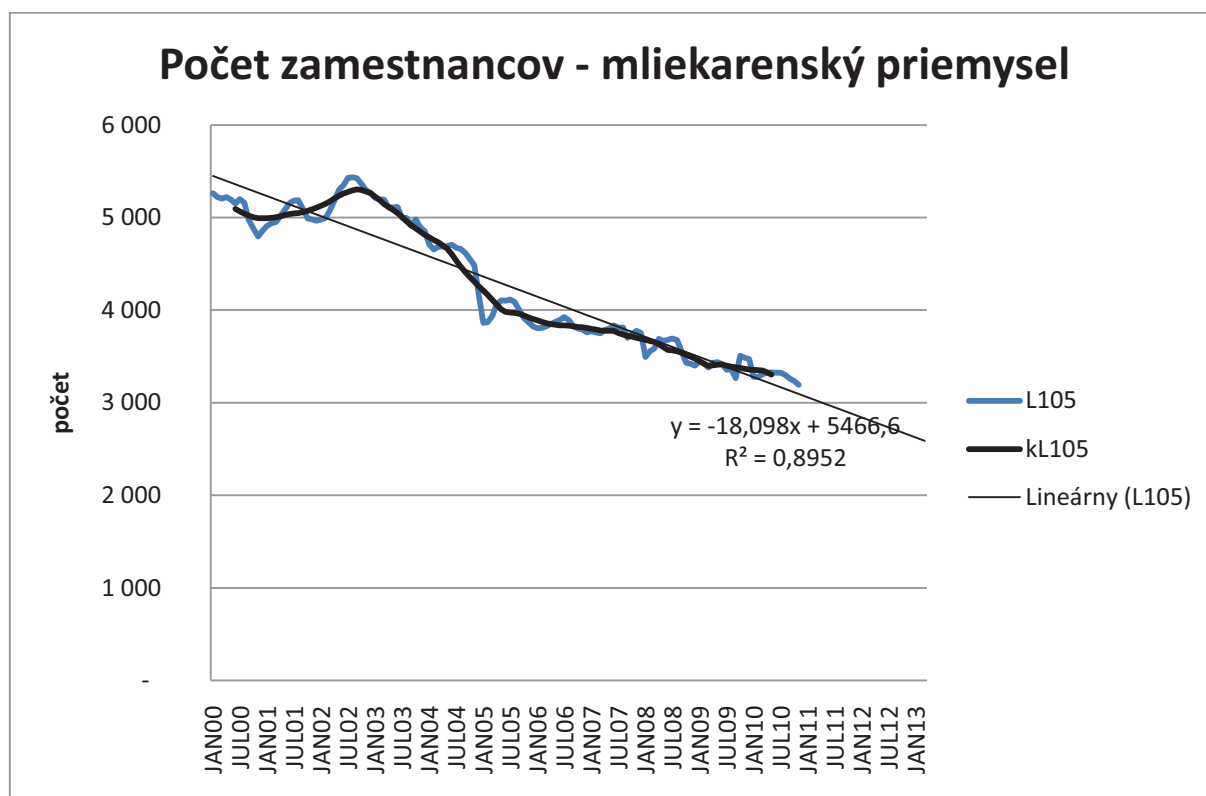
2. Analýza vývoja počtu zamestnancov a počtu odpracovaných hodín



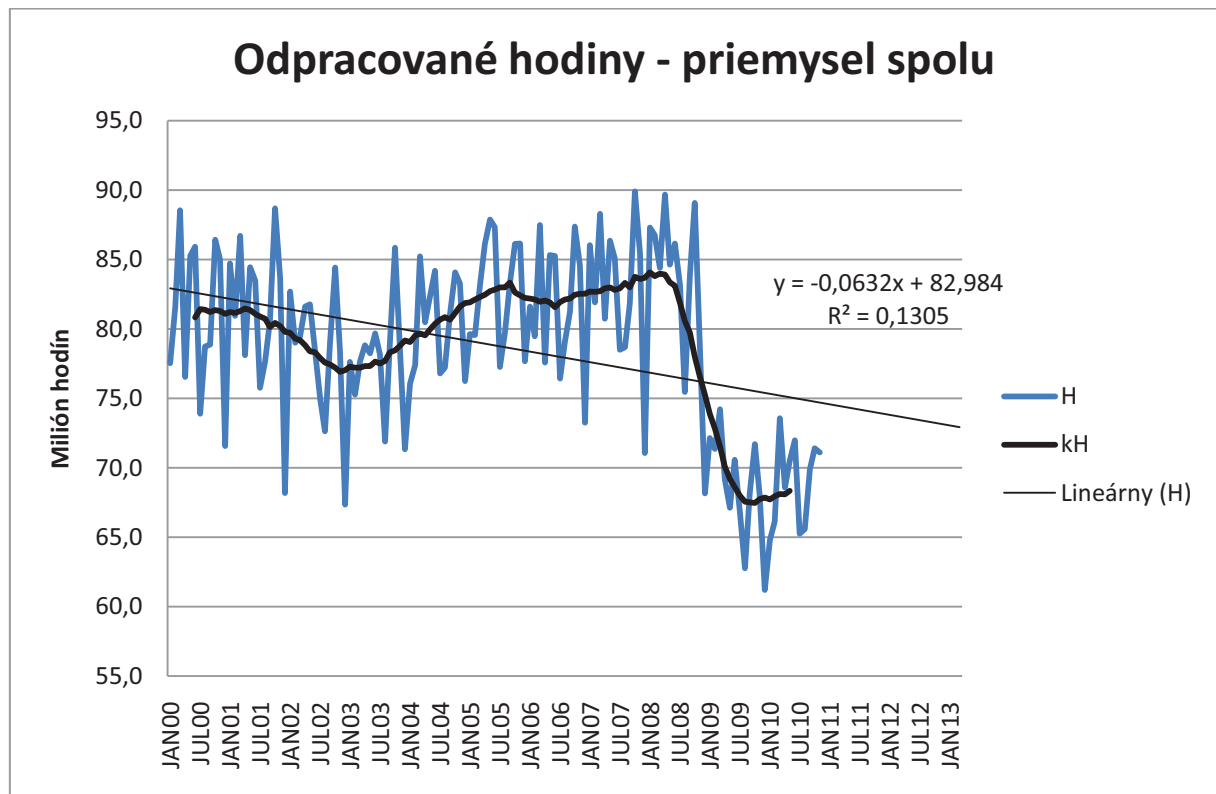
Obr.1



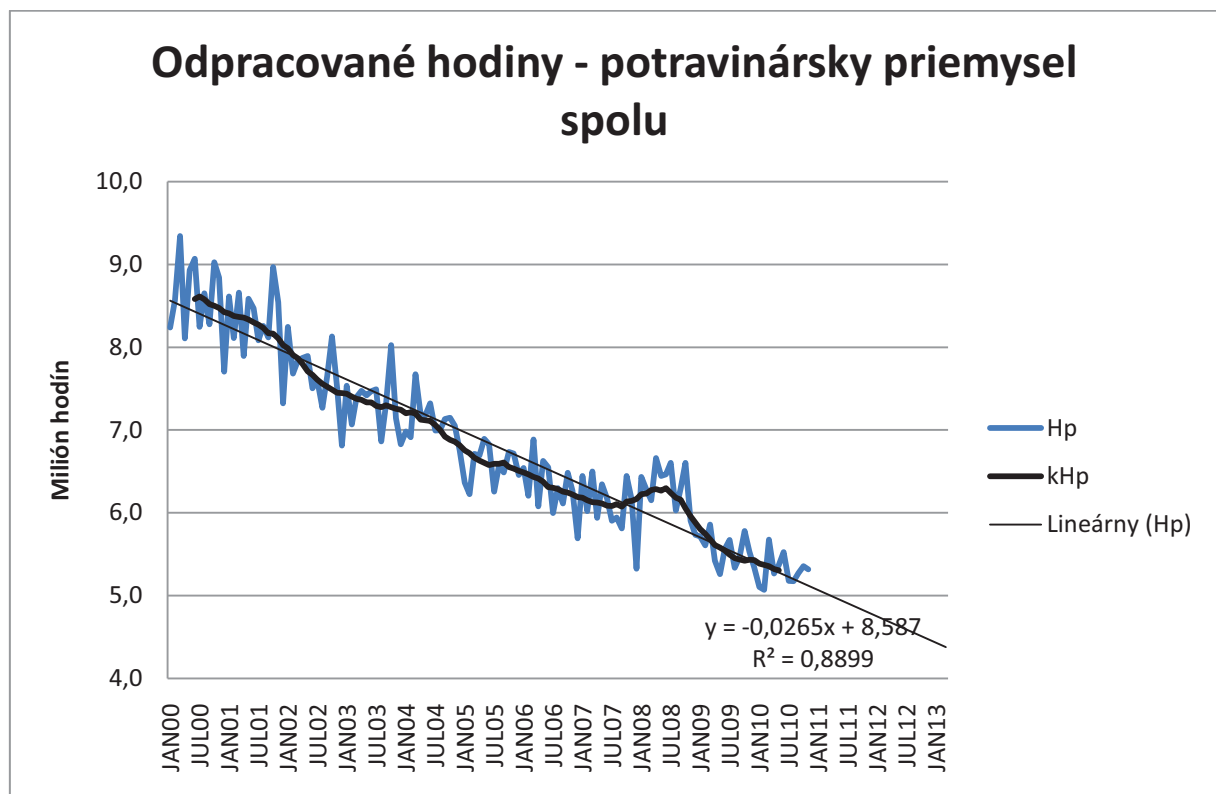
Obr.2



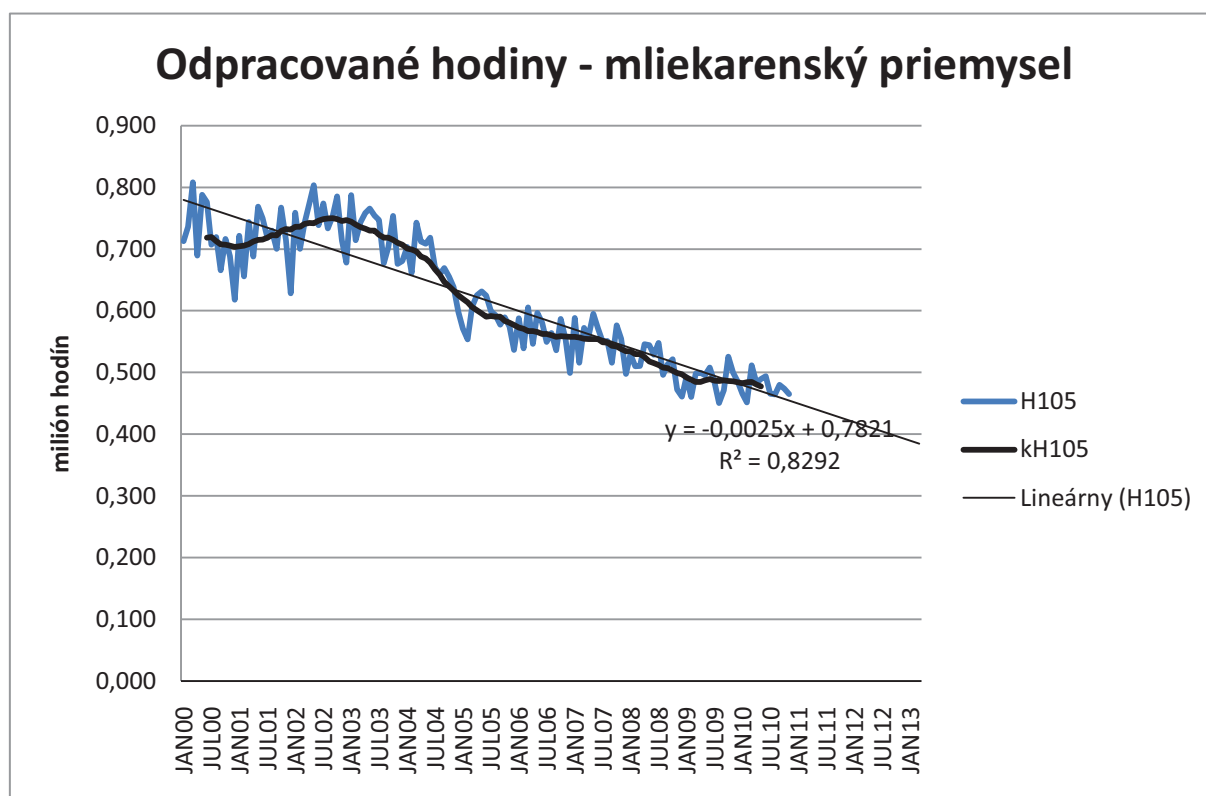
Obr.3



Obr.4



Obr.5



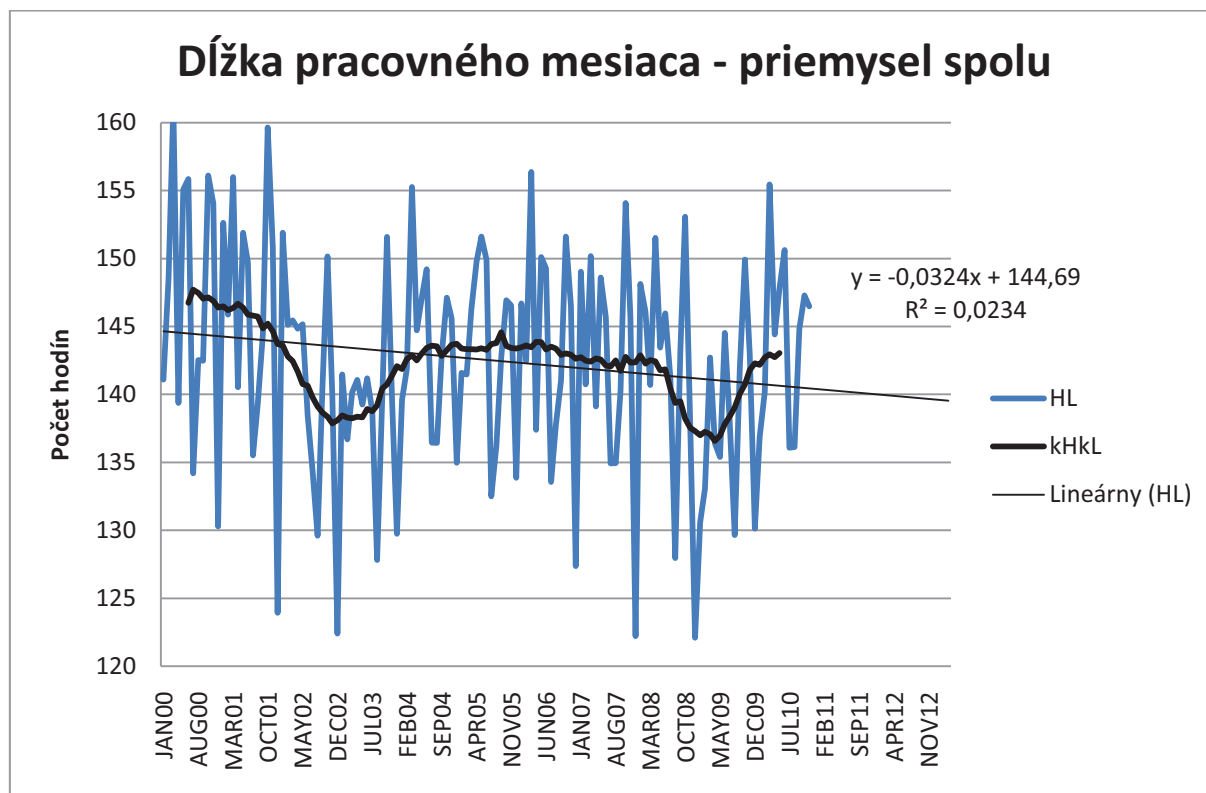
Obr.6

Na obr.1 je znázornený vývoj počtu zamestancov za odvetvie priemyslu. Do apríla 2008 môžeme vidieť zreteľný rast počtu zamestnancov, nasleduje pokles v dôsledku hospodárskej kríz a od leta 2009 opäť rast.

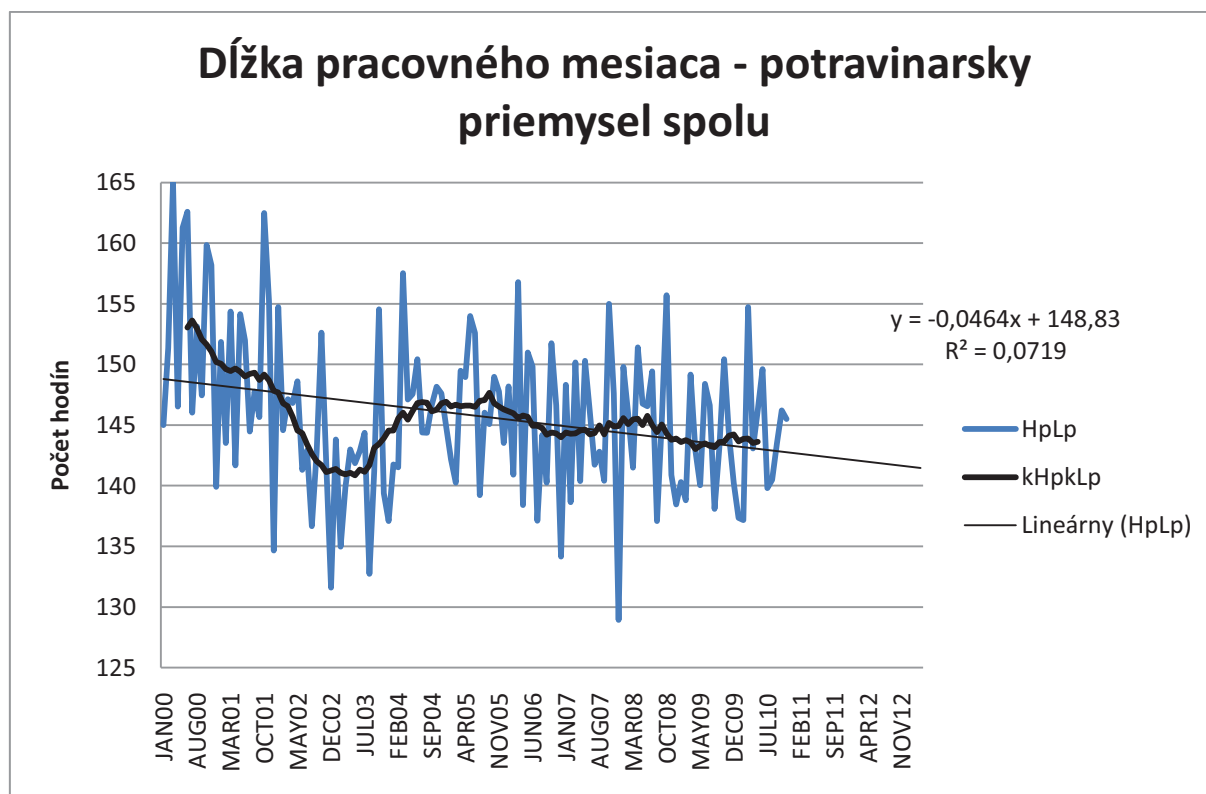
Na obr.2 je znázornený vývoj celkového počtu zamestancov za odvetvie potravinárskeho priemyslu a na obr.3 za výrobu mlieka. V oboch je jasný trend poklesu počtu zamestnancov. Podobná je situácia pri počte odpracovaných hodín na obr.4, obr. 5 a obr. 6.

4. Analýza vývoja dĺžky pracovného mesiaca v hodinách

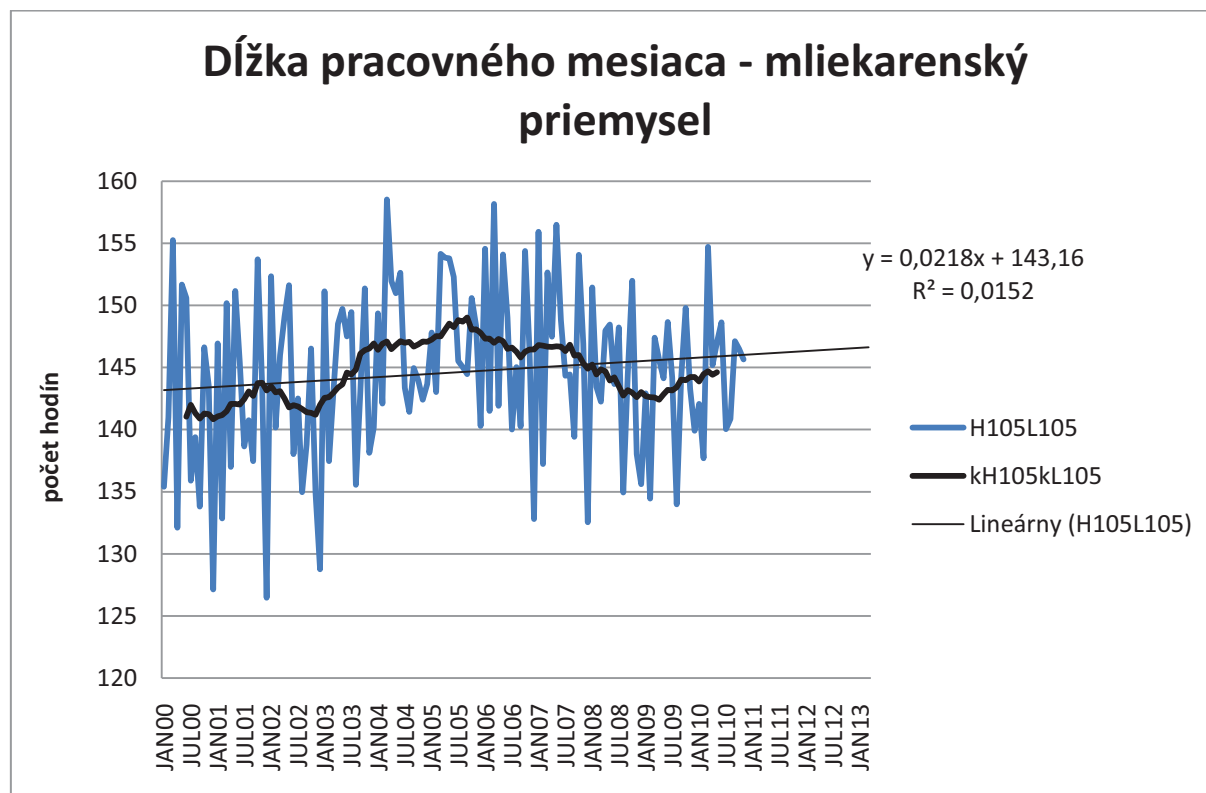
Priemerná dĺžka pracovného mesiaca v hodinách v priemysle spolu a potravinárskom priemysle postupne klesá (obr. 7 a 8). Vo výrobe mlieka (obr.9) priemerná dĺžka pracovného mesiaca v hodinách rastie.



Obr.7



Obr.8



Obr.9

Záver

Z vývoja ukazovateľa počtu zamestancov a počtu odpracovaných hodín v priemysle spolu na jednej strane a v potravinárskom priemysle a výrobe mlieka na druhej strane môžeme konštatovať opačné tendencie vývoja: rast, krízový pokles a následný rast na jednej strane a prakticky trvalý pokles na druhej strane.

Priemerná dĺžka pracovného mesiaca v hodinách v priemysle spolu aj potravinárskom priemysle má trend poklesu a vo výrobe mlieka rast.

Literatúra

- [1] Chajdiak, J. 2010. *Štatistika jednoducho*. 3. Vydanie. Bratislava: Statistika, 2010. 194 s. ISBN 80-85659-60-3.
- [2] Chajdiak, J. 2009. *Štatistika v Exceli 2007*. Bratislava: Statistika, 2009. ISBN 80-85659-49-8.
- [3] www.statistics.sk

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

Adresa autorov:

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

Katérina Věntusová, Mgr.
Výskumný ústav potravinársky
Bratislava
katerina.ventusova@vup.sk

Teoretické aspekty analýzy závislosti exportu na volatilitě výmenných kurzů

(Případová štúdia transformačného obdobia českej ekonomiky)

Theoretical aspects of the analysis of exchange rate volatility impact on exports

(Case study for transformation period of Czech economy)

Peter Jurečka

Abstract: The article focuses on one of the most common models for measuring the effect of currency fluctuations on real exports and shows potential issues with its application. Brief theoretical introduction is followed by the discussion over challenges of econometrical analysis related to non-stationarity of time-series. Further on, possibilities of adjustments of general model to fit local economic conditions and finding long-term equilibrium relationship between analyzed variables are outlined. Concrete aspects of Czech economy in 1990' are used to demonstrate the practical implications. The goal of the work is to provide the researcher of respective topic with sound general theoretical guidance and potential watch outs.

Key words: exchange rate, volatility, export, co-integration, time-series

JEL classification: C22, F17

1. Introduction

Specifically in the current times of economic turmoil around global financial crisis, ability to model reliably the exchange rate volatility impact on country foreign trade can represent important tool of macroeconomic analysis. Especially when considering the fact that the impact of exchange rate volatility on trade and export itself has been reported in a great deal of literature but no clear-cut results have been achieved so far.

The following chapters provide the basics of theory explaining both positive and negative effects. Further on, general regression model is presented and potential pitfalls related to stationarity as well structural changes in the analyzed time series data are outlined. Moreover, the methods of finding long-run equilibrium relationship between the exchange rate volatility and export are discussed. Finally, there is an example of the implications of theoretical model on real economic environment shown on the case of Czech economy in transition period of last decade of 20th century. The article should thus provide the researcher with basic framework that he may apply for further empirical analysis.

2. Theory

The exchange rate uncertainty is in most empirical works regarded as risk. Higher exchange rate uncertainty may thus induce risk averse traders to reduce trade volumes or increase trade prices. It might seem self evident, that for risk averse market participants, exchange risk is implicitly a cost, or is avoidable at an explicit cost, and that this risk in a given transaction is proportional to the prospective variability of the bilateral exchange rate applicable for that transaction¹. Akhtar and Hilton (1984), Cushman (1983), Kenen and

¹ The argument thus views trading parties as facing undiversified exchange risk; if hedging is impossible or costly, traders are risk-averse and risk-adjusted expected profits from trade will fall when exchange risk increases.

Rodrik (1986), Koray and Lastrapes (1989), Thursby and Thursby (1987) provide evidence to support this view.

There are, however, counter-arguments pointed out by Bailey, Tavlas and Ulan (1987) whose basic assumption is that traders may anticipate future exchange rate movements better than average exchange market participant. Opportunities to profit on specialized trade knowledge of fundamentals affecting foreign exchange rates would then tend to offset the trade-volume effect of the costs of higher exchange rate volatility.

In the finance literature on real options, several authors like Krugman (1988) or Dixit (1989) explored also the implications of sunk costs in the context of an “options” approach that has been further applied by Franke (1991) and Sercu and Vanhulle (1992). Similar to the value of stock option, the value of firm’s export strategy depends on exchange rate volatility. The greater the volatility, the greater the value of keeping the option, hence the larger the range of exchange rates within which the firm delays action by staying in the export markets or staying out if it has not yet entered.

Considering the theory, there is no definite predictable impact of the growth of exchange rate volatility on real exports and this effect is a matter of ex post empirical investigation for each individual country.

2.1. Base regression model

As a benchmark for the investigation of the impact of exchange rate volatility on exports, the export demand model proposed by Arize (1995) is taken. The long-run equilibrium export demand function takes the customary form as follows²:

$$XR_t' = \lambda_0 + \lambda_1 * GDPR_t + \lambda_2 * NEER_t + \lambda_3 * VAR_t + e_t \quad (1)$$

As foreign income rises, the demand for domestic exports will rise and λ_1 is expected to be positive. On the other hand, the value of λ_2 is a priori assumed to be negative, as the rise in relative prices makes domestic goods relatively more expensive than foreign. However there are no clear-cut a priori expectations about the sign of λ_3 , as theories mentioned in previous part of this article can explain both positive and negative impact of the increase of exchange rate volatility on trade.

There are several distinguishing points of his model. Firstly, instead of restrictive stock adjustment mechanism, less binding process based on modified error-correction model is used³. Second, the level of specification used in previous studies has not recognized that real exports and some of its proposed determinants such as world real income are a priori potentially non-stationary integrated variables⁴. Third it is the measurement of the exchange rate volatility using the variance of the first difference of exchange rate⁵.

² XR_t' is desired real export of goods and services; $GDPR_t$ is real world income represented by trade weighted GNP of ten major U.S. trading partners; $NEER_t$ is the nominal trade weighted average value of U.S. dollar against currencies of ten major industrial countries multiplied by U.S. GDP deflator deflated by the trade weighted foreign prices of ten major industrial countries; VAR_t is the measure of exchange rate uncertainty and e_t is the disturbance term

³ For more information see Johansen (1988) or Engle and Granger (1987)

⁴ Previously mentioned mixed results of the impacts of exchange rate variability on trade could be partly explained by neglecting the consideration of non-stationarity.

⁵ The use of this unconditional measure was criticized by Jansen (1989) on the grounds that it lacks a parametric model for the time varying variance of exchange rate. Therefore employing another model as a proxy for exchange rate uncertainty proposed by Engle (1983), which is now well known as ARCH – autoregressive conditional heteroscedasticity model might be appropriate. It specifies the variance of a variable as a function of the expected squares of the lagged value of the error term from an auxiliary regression determining the mean of the variable of interest.

2.2. Stationarity of time-series and long-run equilibrium⁶

When looking for a long-term equilibrium relationship between correlated variables the important issue to deal with is the problem of non-stationarity, as the work based on time series data assumes that the underlying time series are stationary⁷. To avoid spurious regression problem⁸ that might arise from regressing a non-stationary time series on another or more non-stationary time series, we have to transform these non-stationary time-series to make them stationary. It is a priori expected that time series of all relevant variables in export demand model are non-stationary, but individually integrated in order of one⁹. The condition that time series in co-integration analysis are both co-integrated¹⁰ in order one is necessary because their expected difference over time should be zero. This is because of their long-run relationship which prevents them from drifting apart.

In case it is successfully proved that there is a long-term, or equilibrium, relationship between the exchange rate volatility and export levels, the Error Correction Mechanism (ECM)¹¹ can be proposed to survey the short-run dynamics of the model. The economic interpretation of co-integration in relation to exchange rate volatility and trade is that these two variables can be linked to form an equilibrium relationship spanning over the long-run. Even though in the short-run the time series may deviate from this equilibrium relationship, they will move closer together in the long-run equilibrium¹².

To test for existence of long-run equilibrium, Engle-Granger Test and Autoregression Distributed Lags (ARDL) Method can be employed to decide whether the time series in the proposed export demand model are co-integrated¹³. Several advantages favor ARDL. First and probably the most important one is that it can be applied irrespective of whether the

⁶ The theory summary is based mainly on Gujarati (2003), Chapter 21

⁷ Stochastic process is considered stationary if its mean and variance are constant over time and the value of the covariance between the two time periods depends only on the distance or lag between the two time periods and not on the actual time at which the covariance is computed. There are several tests that reveal non-stationarity in time series: the graphical analysis, the Dickey-Fuller test and Augmented Dickey-Fuller test of stationarity which has become widely popular over past several years (see Dickey and Fuller (1979)).

⁸ The phenomenon of spurious, or nonsense, regression describes the fact, that sometimes in regressing a time series variable on another, we might obtain very high R^2 even though there is no meaningful relationship between the two variables.

⁹ i.e. the expected first difference of the time series over time should be zero. That means, they have stochastic trends but their linear combination could be integrated in order zero (I(0)). In other words, it implies that the linear combination cancels out the stochastic trend in time series and the regression is meaningful, not spurious and the variables could be co-integrated.

¹⁰ The concept of co-integration is associated with the long-run equilibrium relationship between two or more variables mentioned above.

¹¹ The Granger representation theorem states, that if two variables are co-integrated, then there is the relationship between them that can be expressed as Error Correction Mechanism. (Gujarati (2003), p. 825)

¹² A non-stationary variable might have a long-run relationship with other non-stationary variables and this does not create a spurious regression if the deviation of this long-run relationship is stationary. It implies that these variables are co-integrated. For more information see e.g. Harris and Sollis (2003), p.34

¹³ There are also at least two other different approaches to measuring volatility in financial time series and to co-integration. The first one is so-called Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH) model (or its General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity alternative) originally developed by Engle and its main purpose is to deal with phenomenon of volatility clustering (Financial time series such as exchange rates, stock prices, inflation rates often exhibits the periods in which their prices show wide swings for an extended time period followed by the periods in which there is relative calm, i.e. volatility clustering). The second approach to co-integration uses Vector Autoregressive Model (VAR). The term autoregressive is due to appearance of lagged value of the dependent variable on the right-hand side and the term vector is due to the fact that we are dealing with a vector of two or more variables.

variables are $I(0)$ or $I(1)$ ¹⁴. As a result, this characteristic enables to test the co-integration also for the models that includes dummy variable, e.g. correcting for some structural changes described in next chapter, which was impossible with Engle-Granger test¹⁵. Secondly, the model takes sufficient numbers of lags to capture the data generating process in a general-to-specific modeling framework¹⁶ and thirdly, the dynamic ECM can be derived from ARDL through a simple linear transformation¹⁷.

2.3. Structural change in data

Another topic that needs to be dealt with the model design is to check for potential presence of a structural change¹⁸ in the relationship between the volume of real export and its explanatory variables. There could have been significant changes in the economic policy of the analyzed country, i.e. change from fixed to floating exchange rate mechanism, that would have significant impact on this relationship. Study of economic background should always precede econometrical modeling in these cases. CUSUM and CUSUMSQ tests¹⁹ can be employed to identify the potential break point. If suspected so, Chow test and its Dummy Variable alternative can be used to test for structural change in this time period²⁰.

3. Case study: Adjustment of model to fit Czech economy in transition period

Arize tested his model for U.S. where markets are considered to be more flexible than in Czech Republic. That means that Czech exporters were expected to respond relatively slower on rising demand originating from the growth of foreign GDP in comparison with their „western” counterparts. This argument was especially relevant in the transition period in 1990's due to lack of experience with foreign trade in developing markets. That means that rising demand for Czech goods resulting from growth of foreign GDP might be possibly reflected in the increasing export with one or even longer period lag. The basic model would be then extended to the following form.:

$$XR_t' = \beta_0 + (\beta_1 * \ln GDP_{Rt}) + \beta_2 * \ln GDP_{Rt-1} + \beta_3 * \ln REER_t + \beta_4 * VAR_t + e_t \quad (2)^{21}$$

¹⁴ Pesaran and Pesaran (1997)

¹⁵ Engle – Granger test assumes all co-integrating variables to be integrated of the same order. Dummy variable is not $I(1)$.

¹⁶ Laurenceson and Chai (2003), p.28

¹⁷ Banerjee *et al.* (1993), p.51; The Error correction mechanism (ECM) that is used to correct for disequilibrium integrates the short-run dynamics with the long-run equilibrium without losing long-run information. ECM was first used by Sargan (1984) and later popularized by Engle and Granger.

¹⁸ By the term structural change we understand, that the values of the parameters of the model do not remain the same throughout the entire time period.

¹⁹ Methods are similar to Chow test regarding every observation as the potential break point.

²⁰ For more information see Gujarati (2003) p. 275-279 on Chow test and p. 306-310 on its dummy variable alternative.

²¹ where XR_t' denotes logarithm of desired real exports; $\ln GDP_{Rt}$ is the logarithm of real foreign income of major trading partners of the Czech Republic; GDP_{Rt-1} is the lagged value of GDP_{Rt} (the question whether both GDP variables should be included would be subject to empirical testing); REER is the shortcut for Real Effective Exchange Rate and $\ln REER_t$ denotes the logarithm of the exchange rate adjusted index of the price of Czech exports relative to trade-weighted foreign prices; VAR_t is the measure of the exchange rate variability and is constructed as the moving sample standard deviation of the growth rate of the real effective exchange rate:

$$VAR_t = \left[(1/m) \sum_{i=1}^m (\log EER_{t-i+1} + \log EER_{t-i})^2 \right]^{1/2} \quad (3)$$

Another rationale for incorporating one or more period lagged variable to the model is that it usually takes some time from when the contract is signed to when the goods are exported. Therefore the rise of foreign income in one period might have significant effect on export in the following time period.

Further adjustment of the basic export demand model (1) or (2) to the conditions of Czech economy could be made to encompass different macroeconomic environment²². As U.S. economy was relatively stable comparing to turmoil in the Czech Republic that was a consequence of monetary crisis and change of exchange rate regimes in 1997/98, incorporating the dummy variable for this time period might be therefore useful²³. The model would be thus further enhanced to the following form:

$$XR_t' = \beta_0 + (\beta_1 * \ln GDP_{t-1}) + \beta_2 * \ln GDP_{t-2} + \beta_3 * \ln REER_t + \beta_4 * VAR_t + \beta_5 * DV + e_t \quad (4)$$

4. Conclusion

As theoretical models on exchange rate volatility impact on country's export do not provide with clear-cut explanation, it is always the matter of empirical investigation to define this relationship for each specific market. There are several watch-outs for the researchers to be considered related mainly to potential non-stationarity of analyzed time series but numerous proven tests and methods which can be utilized for such analysis exists. Although the general model is proposed and widely used, it is necessary to take into consideration the specific macroeconomic conditions of concrete market and make relevant adjustments to the model to adjust it for local conditions.

5. References

- [1] AKHTAR, M.A. - HILTON, R.S. 1984. Effects of Exchange Rate Uncertainty on German and U.S. Trade. In: Federal Reserve Bank of NY, Quarterly review 9, p. 7-16
- [2] ARIZE, G. 1995. The Effects of Exchange-rate Volatility on U.S. Exports: An Empirical Investigation. In: Southern Economic Journal 62, p. 34-43
- [3] BAILEY, M.J. - TAVLAS, G.S. - ULAN, M. 1986. Exchange Rate Variability and Trade Performance: Evidence for the Big Seven Industrial Countries. In: Wirtschaftliches Archiv 122, p. 466-477

where m is the order of moving averag. This measure is similar to those used in much of the literature. Koray and Lastrapes (1989) have shown that it captures the temporal variation in the absolute magnitude of changes in real exchange rates, and therefore exchange risk over time.

²² There is an a priori expectation that there might be a structural change in the model in the second half of the year 1997 or in the first half of 1998 resulting from the monetary crisis in Czech republic and changes of the exchange rate regimes that went hand in hand with it. Up to the 26th of May 1997, Czech currency operated within the regime of fixed exchange rates with allowed 5% upper and lower band. As a result of constant weakening of Czech Koruna in the second quarter of 1997 and of its fall under the critical 5% lower band below the central parity, the Czech National Bank had to intervene by rising lombard and REPO rate up to the unprecedented levels. On the 26th of May 1997, Czech Prime Minister Václav Klaus and Governor of Central Bank Josef Tošovský announced the change of exchange rate regime to managed floating. After relative stabilization of fall of the Czech Koruna, the Czech National Bank came to what we call "Inflation targeting".

²³ The exact quarter for which the dummy variable is specified is chosen on the basis of graphical analysis of plotted residuals from regression (2). The Czech national bank announced the change of exchange rate regime to inflation targeting in December 1997 and then by practicing too restrictive monetary policy artificially held REPO rate too high till summer 1998. Considering these facts but also the nature of the methodology of computation of the exchange rate variability and the delays in the reaction of exporters (big export contracts are usually signed few weeks or months before the transaction itself will be realized and traders cannot simply change or cancel them instantly according to rapidly changing conditions on the domestic markets), it is assumed that the possible outlier for which the dummy variable is computed is either 1st or 2nd quarter of the year 1998.

- [4] BANERJEE, A. - DOLADO J. J., GALBRAITH J. W. - HENDRY D. 1993. Co-integration, ErrorCorrection, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. In: Advanced Texts; Econometrics. Oxford: Oxford University Press
- [5] CUSHMAN, D.O. 1983. The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade. In: Journal of International Economics 15, p. 45-63
- [6] DICKEY, D. - FULLER, W. 1979. Distribution in Estimation of Autoregressive Time Series with a Unit Root. In: Journal of American Statistical Association 74, p. 427-431
- [7] DIXIT, A. K. 1989. Entry and Exit Decisions under Uncertainty. In; Journal of Political Economy (97:3), p.620-638.
- [8] ENGLE, R. - GRANGER, C.W.J. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. In: Econometrica 55, p. 251-276
- [9] ENGLE, R. 1983. Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon ARCH Model. In: Journal of Money, Credit and Banking, August 1983, p. 286-301
- [10] FRANKE, G. 1991. Exchange Rate Volatility and International Trade. In: Journal of International Finance 10, p. 295-305
- [11] GUJARATI, D.N. 2003. Basic Econometrics. McGraw-Hill, New York, U.S.A, Chapter 21
- [12] HARRIS, R.I.D. - SOLLIS, R. 2003. Applied Time Series Modelling and Forecasting, Chapter 3. Wiley
- [13] JANSEN, D.W. 1989. Does Inflation Uncertainty Affect Output Growth? Further Evidence. In: The Federal Reserve Bank of St. Louis Review, July – August, p. 43-54
- [14] JOHANSEN, S. 1988. Statistical Analysis of Co-integrating Vectors. In: Journal of Economic Dynamics and Control, June-September, p. 708-712
- [15] KENEN, P. - RODRIK, D. 1986. Measuring and Analyzing the Effects of Short-term Volatility in Real Exchange Rates. In: The Review of Economics and Statistics 68, p. 311-315
- [16] KORAY, F. - LASTRAPES, W.D. 1989. Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: a VAR Approach. In: The Review of Economics and Statistics 71, November 1989, p. 708-812
- [17] KRUGMAN P. 1988. Exchange-Rate Instability. In: MIT Press, November 1988
- [18] LAURENCESON, J. - CHAI J.C.H. 1993. Financial Reform and Economic Development in China. In: Edward Elgar Cheltenham, UK
- [19] PESARAN, M. H. - PESARAN B. 1997. Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis. In: Oxford University Press, Oxford
- [20] SERCU, P. - VANHULLE, C. 1992. Exchange Rate Volatility Exposure to and the Value of Exporting Firms. In: Journal of Banking and Finance 16, February, p. 155-182
- [21] THURSBY, J.G. - THURSBY, M.C. 1987. Bilateral Trade Flows, the Linder Hypothesis, and Exchange Risk. In: The Review of Economics and Statistics 69, p. 488-495

Address of author:

Peter Jurečka, Ing., M.A.
Department of Business Economics
Faculty of Business Administration
University of Economics, Prague
Nám. W. Churchilla 4
130 67 Praha 3 – Žizkov
peter.jurecka@gmail.com

Stratégia imunizácie portfólia komunálnych dlhopisov

Strategy of municipal bond portfolio immunization

Mária Kanderová

Abstract: Municipal bond issue is one of possible ways of financing public investment. For the municipal financial manager as well as for the investor himself (i. e. the municipal bond holder) it is vital to know the method of their pricing, the criteria of their return calculation as well as the possibility of hedging bond portfolio returns against the changes of the market interest rates. The aim of the contribution is to stress out a possibility of bond portfolio creation in the structure permitting to achieve a certain level of returns necessary for the redemption of the future liabilities regardless of the course of the market interest rates.

Kľúčové slová: durácia, konvexita, výnos do splatnosti, časová štruktúra úrokových mier, imunizácia, riziko imunizácie

Key words: duration, convexity, yield to maturity, term structure of interest rates, immunization, immunization of risk

JEL classification: C61, E43, G12

Úvod

Úroková miera patrí k základným ekonomickým parametrom, ktoré ovplyvňujú investície a investičné rozhodovanie. Riziku zmeny úrokových sadzieb je vystavený každý investor, ktorý investuje do dlhopisov. Investor sa rozhoduje podľa zloženia úrokových mier, ktoré je známe v okamihu rozhodovania. Počas držby dlhopisu dochádza k zmenám úrokových mier na trhu, čo ovplyvňuje cenu dlhopisu. Cena komunálnej obligácie sa mení opačným smerom ako výnos. Vyplýva to zo skutočnosti, že cena dlhopisu sa rovná súčasnej hodnote očakávaného cash flow. Zvýšenie výnosu znižuje súčasnú hodnotu predpokladaného cash-flow a tým aj jeho cenu. Pri diskretnom úrokovaní sa súčasná cena dlhopisu získa diskontovaním platieb plynúcich z držby dlhopisu, vyplácaných v časoch t_i podľa vzťahu:

$$P = \sum_{i=1}^n \frac{C_i}{(1+r_i)^{t_i}} \quad (1) \quad \text{resp.} \quad P = \sum_{i=1}^n \frac{C_i}{(1+y)^{t_i}} \quad (2)$$

kde C_i - finančné toky plynúce z dlhopisu (kupónové platby plus nominálna hodnota)

r_i - výnosové miery pre každý tok z dlhopisu.

y - výnos do splatnosti

Pre jednoduchšie porovnávanie rôznych investícií sa časová štruktúra úrokových sadzieb nahrádza výnosom do splatnosti (YTM), ktorý je zaužívaný na dlhopisovom trhu a namiesto kotácie cien sa kótuje práve výnos do splatnosti. Zo vzťahu (2) vyplýva, že cena dlhopisu je funkciou výnosu do splatnosti a jeho zmenou dochádza aj k zmene ceny dlhopisu, a to nepriamo úmerne. Citlivosť ceny dlhopisu je priamo úmerná dobe splatnosti a výške kupónu. Pri paralelných posunoch výnosových kriviek o konštantnú hodnotu, zmenu ceny dlhopisu môžeme aproximovať Taylorovým rozvojom druhého stupňa.

Nech $P(y)$ je súčasná cena dlhopisu na začiatku rozhodovacieho obdobia

$P(y+\Delta y)$ je cena dlhopisu pri zmene úrokovej miery o konštantnú hodnotu.

Potom pre cenu dlhopisu po zmene úrokovej miery platí:

$$P(y+\Delta y) = P(y) + P'(y) \cdot \Delta y + 0,5P''(y) \cdot \Delta y^2 \quad (3)$$

kde

$$P'(y) = \frac{dP}{dy} = \sum_{i=1}^n -t_i C_i (1+y)^{-t-1} \quad (4)$$

a

$$P''(y) = \frac{d^2 P}{dy^2} = \sum_{i=1}^n t_i(t_i+1) C_i (1+y)^{-t-2} . \quad (5)$$

Po dosadení (4) a (5) do (3) a ekvivalentných úpravách získame vzťah pre odhad relatívnej zmeny ceny pri zmene úrokovej miery pomocou durácie a konvexity.

$$\frac{\Delta P}{P(y)} = -MD \cdot \Delta y + 0,5MC \cdot \Delta y^2 , \quad (6)$$

kde

$$-MD = \frac{1}{P(y)} \sum_{i=1}^n -t_i C_i (1+y)^{-t-1} \quad (7)$$

je modifikovaná durácia dlhopisu a

$$MC = \frac{1}{P(y)} \sum_{i=1}^n t_i(t_i+1) C_i (1+y)^{-t-2} \quad (8)$$

je modifikovaná konvexita dlhopisu.

Durácia je interpretovaná ako priemerná doba splatnosti dlhopisu. Vyjadruje čas, za ktorý sa vráti investovaný kapitál. Významnou vlastnosťou durácie je, že vyjadruje mieru citlivosti súčasnej ceny dlhopisu na zmenu úrokovej miery, udáva približnú percentuálnu zmenu ceny dlhopisu pri posune výnosovej krivky o 1 %.

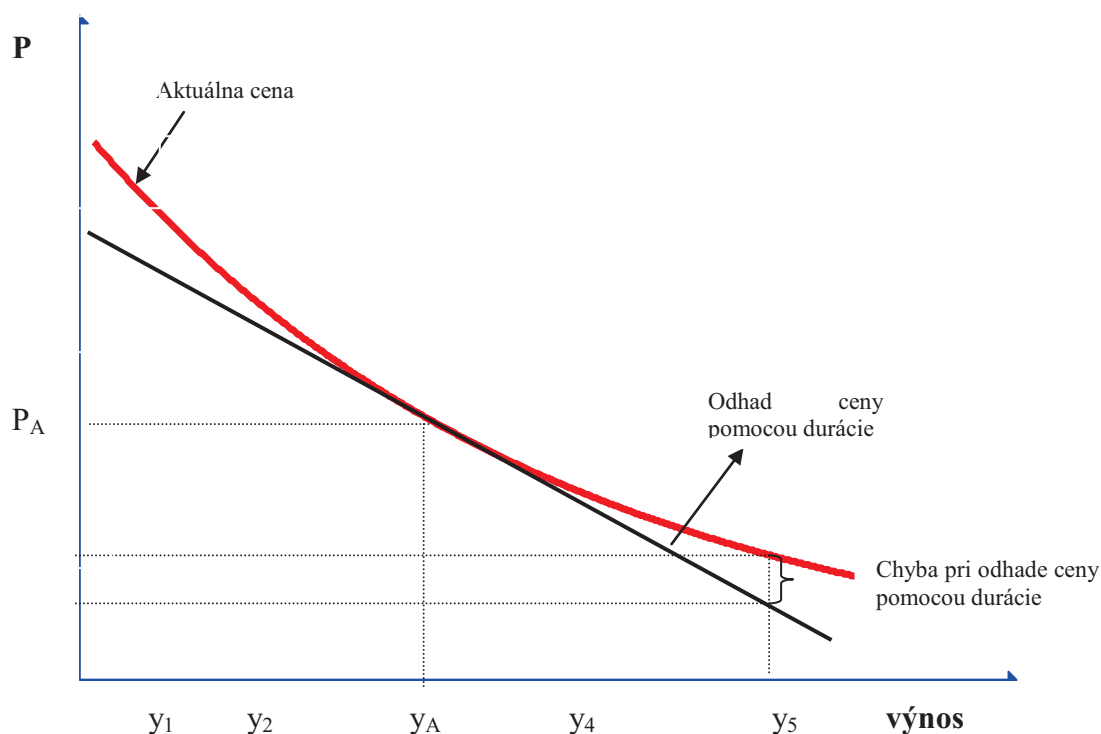
Výška durácie je ovplyvnená niekoľkými faktormi: výškou kupónu, výnosom do splatnosti, maturitou dlhopisu. Dlhopis s nižším kupónom má za následok vyššiu volatilitu ceny dlhopisu (pri konštantnej úrovni ostatných faktorov). Vo všeobecnosti, nižšia kupónová sadzba vedie k vyššej durácii. Taktiež, s rastúcim výnosom do splatnosti sa znižuje volatilita ceny dlhopisu a znižuje sa aj durácia dlhopisu (pri konštantnej úrovni ostatných faktorov). Dlhopisy s kratšou maturitou majú nižšiu duráciu a nižšiu volatilitu ceny. Toto tvrdenie však vždy neplatí. Šoltés V. (Šoltés, 2004) ukázal, že to neplatí pre dlhopisy s dlhou dobou splatnosti a ktorých výška kupónu je nižšia ako výnos do splatnosti. Uvedené vzťahy sú schematicky vyjadrené v tabuľke 1.

Tabuľka 1: Vzťah medzi základnými charakteristikami dlhopisu, duráciou a volatilitou ceny

Faktor		zmena	durácia	Volatilita
Kupónová sadzba	c	↓	↑	↑
Maturita	n	↑	↑	↑ (pre $n \rightarrow \infty \wedge c < y$ ↓)
YTM	y	↑	↓	↓

Prameň : Vlastné spracovanie.

Aproximácia ceny dlhopisu prostredníctvom modifikovanej durácie je vhodná pri malých zmenách úrokovej miery a nezohľadňuje konvexitu medzi cenou dlhopisu a jeho výnosom do splatnosti. Cena dlhopisu exponenciálne klesá s rastúcim výnosom do splatnosti. Keďže durácia vyjadruje zmenu ceny dlhopisu pri jednotkovej zmene úrokovej miery, graficky vyjadruje smernicu priamky, ktorá je dotyčnicou ku krivke vyjadrujúcej aktuálnu cenu dlhopisu (P_A) pri danej úrokovej miere.



Graf 1: Vzťah medzi skutočnou cenou a cenou odhadnutou pomocou durácie

Prameň : Vlastné spracovanie.

Z grafu vidíme, že pri poklese (náraste) úrokových mier, cena dlhopisu odhadnutá pomocou durácie je podhodnotená a je vždy nižšia ako skutočná cena. Pri malých zmenách úrokových mier sa dá aproximovať skutočná cena duráciou. Čím je úroková miera vzdialenejšia od počiatočného výnosu y_A , tým je aproximácia menej presná. Z obrázku vidíme, že presnosť aproximácie závisí od konvexného tvaru krivky, ktorá vyjadruje závislosť ceny dlhopisu od úrokovej miery. Druhý člen Taylorovho rozvoja sa používa ako miera konvexity, je vyjadrená pomocou vzťahu (8) a nazýva sa modifikovaná konvexita. Konvexita meria veľkosť zmeny durácie pri zmene úrokovej miery. Platí, že so znižovaním úrokovej miery durácia rastie, čo vlastne znamená, že sa zrýchľuje prírastok ceny dlhopisu. Modifikovaná konvexita je vždy kladná a upravuje odchýlku ceny dlhopisu vyjadrenej

pomocou durácie. Pri zmene úrokových sadzieb na trhu dochádza aj k zmene úrovne výnosov z držby portfólia komunálnych obligácií. Cieľom investora pri tvorbe portfólia je okrem maximalizácie výnosu aj zabezpečenie takej úrovne výnosu, ktorá je potrebná na splatenie budúcich záväzkov bez ohľadu na budúci vývoj úrokových mier. Jednou z možností je použitie stratégie imunizácie portfólia.

Imunizácia portfólia

Stratégia imunizácie umožňuje zostaviť portfólio dlhopisov, ktoré je imúnne voči zmenám úrokových platieb na finančnom trhu tak, aby sa dosiahla určitá úroveň výnosov potrebná na splatenie budúcich záväzkov. Portfólio bude imunizované voči posunom úrokových mier iba v prípade, že výnosová krivka je plochá a zmeny výnosových kriviek paralelné, to znamená, že úrokové miery sa pohybujú smerom nahor alebo nadol o rovnaký počet bázičných bodov pri všetkých splatnostiach. Pri paralelnom posune výnosovej krivky, pre cenu pasíva po zmene P^P_{Δ} platia tie isté vzťahy ako pre cenu dlhopisu po zmene, vyjadrenej pomocou durácie a konvexity.

Cena pasíva po zmene úrokovej miery :

$$P^P_{\Delta} = P^P - P^P MD^P \Delta y + 0,5 P^P MC(\Delta y)^2 . \quad (11)$$

Cena *k-tého* dlhopisu po zmene úrokovej miery.

$$P_{\Delta k} = P_k - P_k MD_k \Delta y + 0,5 P_k MC_k (\Delta y)^2 . \quad (12)$$

Hodnota portfólia *K* dlhopisov po zmene úrokovej miery:

$$P^D_{\Delta} = \sum_{k=1}^K P_{\Delta k} . \quad (13)$$

Imunizované portfólio zabezpečí, aby rozdiel hodnoty portfólia a hodnoty pasíva po zmene úrokových platieb bol nulový.

$$\Delta R = P^D_{\Delta} - P^P_{\Delta} = 0 . \quad (14)$$

Vzťah (14) bude splnený v prípade, ak súčasná hodnota portfólia bude zhodná so súčasnou hodnotou pasíva a modifikovaná durácia a konvexita portfólia bude zhodná s modifikovanou duráciou a konvexitou pasíva

Ak nastane zmena v úrokových mierach, ktorá nekorešponduje s paralelnou zmenou zachovávajúcou tvar výnosovej krivky, zhoda v durácii portfólia s duráciou pasíva nezabezpečí imunizáciu. Je možné v súlade s neparalelným posunom úrokovej miery odvodiť kritérium pre minimalizáciu rizika, že portfólio so zhodnou duráciou nebude imunizované? Je teda možné zostaviť také portfólio, ktoré má najnižšie riziko, že nebude realizovaný požadovaný výnos potrebný na splatenie budúceho záväzku? Predpokladajme portfólia A a B. Portfólia A a B sú zložené z dvoch dlhopisov s rovnakou duráciou ako je durácia záväzku. Portfólio A je tzv. barbell portfólio, je zložené z kupónových dlhopisov s krátkou a dlhou splatnosťou. Portfólio B obsahuje dva dlhopisy so splatnosťou veľmi blízku dátumu splatnosti záväzku a platby kupónov sú rozložené v celom investičnom horizonte. Portfólio B je tzv. bullet portfólio. Predpokladajme ďalej, že výnosová krivka sa zmení neparalelným spôsobom a to tak, že krátkodobé úrokové miery poklesnú zatiaľ čo dlhodobé úrokové miery stúpnu. Obe portfólia by potom v čase splatnosti záväzku produkovali akumulovanú hodnotu nižšiu ako je požadovaná akumulovaná hodnota. Bolo by to spôsobené kapitálovou stratou, ktorá by vznikla z dôvodu vyššej dlhodobej úrokovej miery a z dôvodu poklesu úrokového

výnosu vyplývajúceho z nižšej reinvestičnej úrokovej miery pri poklese krátkodobých úrokových mier.

Akumulovaná hodnota barbell portfólia v čase splatnosti záväzku by sa však líšila od požadovanej akumulovanej hodnoty viac než v prípade bullet portfólia a to z dvoch dôvodov. Po prvé, nižšie reinvestičné úrokové miery ovplyvňujú priebežné peňažné toky v barbell portfóliu dlhšiu dobu než v bullet portfóliu. Po druhé, časť barbell portfólia, ktorá je ešte pred splatnosťou, je v čase splatnosti záväzku oveľa väčšia než splatnosť bullet portfólia, čoho dôsledkom je väčšia kapitálová strata pre barbell portfólio ako pre bullet portfólio. Z toho vyplýva, že bullet portfólio má menšiu rizikovú expozíciu ako barbell portfólio na akékoľvek zmeny štruktúry úrokových mier, ktoré môžu nastať.

To, čo by malo byť z tejto analýzy zrejmé je, že imunizačné riziko je riziko reinvestovania. Portfólio, ktoré má najmenšie reinvestičné riziko bude mať najnižšie imunizačné riziko. V prípade veľkej disperzie peňažných tokov okolo dátumu splatnosti záväzku je portfólio vystavené vysokému reinvestičnému riziku. Ak sú peňažné toky koncentrované okolo dátumu splatnosti záväzku, ako je to v prípade bullet portfólia, portfólio vykazuje nízke reinvestičné riziko.

Ak sa výnosová krivka posunie ľubovoľným smerom, relatívna zmena hodnoty portfólia bude závisieť od dvoch faktorov. Prvý faktor je daný výlučne charakterom investičného portfólia. Druhý faktor je iba funkciou pohybu úrokovej miery a charakterizuje podstatu zmeny v sklone výnosovej krivky. Keďže túto zmenu nie je možné predikovať a priori, nie je možné ju ani kontrolovať. Prvý faktor však môže byť kontrolovaný a to vhodnou konštrukciou imunizovaného portfólia, pretože závisí výlučne od zloženia portfólia. Prvá charakteristika je teda mierou rizika imunizovaného portfólia a je vyjadrená nasledovne

$$RIP = \sum_{k=1}^K x_k \sum_{i=1}^{n_k} \frac{C_{ik}(i_k - H)^2}{(1 + y_k)^{i_k}} \quad (15)$$

kde C_{ik} sú peňažné toky k -tého dlhopisu v čase t ,

x_k – je váha k -tého dlhopisu v portfóliu,

H – dĺžka (v rokoch) investičného horizontu resp. splatnosti záväzku,

y_k – výnosnosť k -tého dlhopisu,

n_k – čas prijatia posledného peňažného toku k -tého dlhopisu.

Úlohou investora je zostaviť také portfólio, ktoré by minimalizovalo imunizačné riziko (15) za podmienok, že dĺžka portfólia dlhopisov bude menšia nanajvýš rovná dĺžke záväzku. Problém získania optimálneho portfólia sa dá riešiť úlohou matematického programovania v nasledovnom tvare:

$$\begin{aligned} \text{minimalizovať } RIP &= \sum_{k=1}^K x_k \sum_{i=1}^{n_k} \frac{C_{ik}(i_k - H)^2}{(1 + y_k)^{i_k}} \\ \text{za podmienok:} \\ \sum_{k=1}^K x_k MD_k &= MD^P \\ 0 &\leq x_k \leq 1. \end{aligned} \quad (16)$$

Druhá podmienka zabezpečuje, že podiely vložené do jednotlivých dlhopisov nemôžu byť väčšie ako 100%. Z tvaru účelovej funkcie vidíme, že pri výbere dlhopisov do portfólia sú

najviac penalizované tie dlhopisy, u ktorých sú peňažné toky ďaleko od času splatnosti záväzku

Pre barbell portfólio platí, že peňažné toky v portfóliu sú v čase široko rozptýlené a miera imunizačného rizika by bola vysoká. Peňažné toky bullet portfólia sú blízko okolo dátumu splatnosti záväzku a miera imunizačného rizika je nízka.

Záver

Efekt imunizácie portfólia komunálnych dlhopisov pôsobí len v prípade, ak výnosová krivka je plochá a zmeny výnosových kriviek sú paralelné, to znamená, že úrokové miery sa pohybujú smerom nahor alebo nadol o rovnaký počet bazických bodov pri všetkých splatnostiach. Pri neparalelnom posune výnosovej krivky vzniká imunizačné riziko. Toto riziko sa znižuje, ak je durácia portfólia dlhopisov blízko durácie záväzku. Ak sa durácia dlhopisov v portfóliu podstatne líši od durácie záväzku, imunizačné riziko sa zvyšuje a to aj v prípade, že durácia portfólia je rovná durácií záväzku. Z toho dôvodu pri neparalelnom posune výnosovej krivky je vhodné preto voliť takzvané „bullet“ portfólio.

Literatúra

- [1] BLAKE, D. 1995. Analýza finančných trhu. Praha, Grada, 2005. S. 624. ISBN 80-7169-201-8.
- [2] BOĎA, M. 2007. Meranie finančného rizika. In: Finančný sprostredkovateľ a radca. Bratislava: Iura Edition, 2007. ISSN 1337-5938. S. 29-32.
- [3] FABOZZI, F. J. 2004. Bond Markets, Analysis, and Strategies. 5. vyd. Pearson Prentice Hall, New Jersey, 2004. 670 s. ISBN 0-13-127142-3.
- [4] FABOZZI, F. J. – FABOZZI, D. T. – FELDSTEIN S.G. 1998. Riadenie portfólia komunálnych obligácií. Bratislava, Elita, 1998. S. 440. ISBN 80-85323-36-2.
- [5] MELICHERČÍK, I. – OLŠÁROVÁ, L. – ÚRADNÍČEK, V. 2005. Kapitoly z finančnej matematiky. Bratislava, EPOS, 2005. 242 s. ISBN 80-8057-651-3.
- [6] ŠOLTĚS, V. 2004. Vplyv doby splatnosti a kupónovej sadzby obligácie na zmenu jej teoretickej ceny pri zmene úrokovej sadzby na kapitálovom trhu. In Ekonomický časopis roč. 5, č. 6. 2004. s. 739-754. ISSN 0013-3035.
- [7] ZMEŠKAL, Z. a kol. 2001. Finanční modely. 2.vyd. Praha, Ekopress, 2004. 235 s. ISBN 80-86119-87-4.

Tento príspevok vznikol s podporou grantu GAČR P403/10/1892.

Adresa autora:

Mária Kanderová, Ing., PhD.
Bankovní institut vysoká škola,
zahraničná vysoká škola Banská Bystrica
Námestie slobody 3
974 01 Banská Bystrica
maria.kanderova@bivs.sk

Rozdiely v hospodárení domácností v slovenských regiónoch Differences in the Households' Economy in the Slovak Regions

Alena Kaščáková, Gabriela Nedelová

Abstract: In the paper the differences in the economy of households in Slovak regions in the period of 2004 – 2010 years are described. There are used the Household budget survey data of the individual households in the analysis. The main trends of households' income and expenditure items are described in the introduction. The data are recalculated into the basis of 2004 year using monthly consumer price indices. The households' economy dissimilarities in Slovak regions (using NUTS 3 classification) are identified applying cluster analysis. The significance and interpretation of the disparities in the concrete income and expenditure items between the Bratislava region and the other regions are determined using the nominal logistic regression.

Key words: Household Budget Survey, household income, household expenditure, cluster analysis, nominal logistic regression.

Kľúčové slová: štatistika rodinných účtov, príjem domácnosti, výdavky domácnosti, zhluková analýza, nominálna logistická regresia.

JEL classification: D10

1. Úvod

Koniec 20-teho storočia priniesol zmeny v politickej, ekonomickej, sociálnej a kultúrnej oblasti, ktoré sa premietli v celosvetovej oblasti s dopadmi na regionálnu úroveň. Na vyjadrenie a kvantifikáciu rozdielov v ekonomickej, demografickej, sociálnej a v ďalších oblastiach sa používajú indikátory na makro úrovni. Medzi najčastejšie používané a všeobecne uznávané ukazovatele patria hrubý domáci produkt, miera zamestnanosti a nezamestnanosti, stav a prílev priamych zahraničných investícií do regiónu, mzdový vývoj, demografický vývoj, vybavenosť územia infraštruktúrou rôzneho druhu a mnohé iné (In: Kožiak, Kološta, Švantnerová, 2009, s. 3).

Na porovnanie rozdielov v hospodárení domácností existuje na Slovensku len jeden zdroj údajov a to Štatistika rodinných účtov. Z množstva informácií, ktoré táto štatistika ponúka, sú najdôležitejšími príjmové a výdavkové položky s vlastnou vnútornou štruktúrou.

2. Štatistika rodinných účtov

Štatistika rodinných účtov je jedným z najdôležitejších zdrojov údajov pre ekonomickú a sociálnu politiku. Je tiež dôležitým zdrojom údajov pre rôzne medzinárodné porovnávania. Poskytuje údaje o o štruktúre príjmov a výdavkov domácností. Popisuje výdavkovú štruktúru rôznych typov domácností a poskytuje vstupné dáta systému váh pre výpočet indexu spotrebiteľských cien. Umožňuje popísať rozdelenie reálneho príjmu a výdavkov konkrétnej skupiny obyvateľov, rozdelenie výdavkov v sledovanom období a analyzovať veľkosť dopytu po určitých druhoch tovarov a služieb. Používa sa na zisťovanie vlastníctva predmetov dlhodobej spotreby vo vzťahu k príjmom a výdavkom, analýzu životných podmienok a podmienok bývania vo vzťahu k príjmom a výdavkom domácností, sledovanie vzťahu medzi výškou výdavkov domácností na nákup tovarov a výdavkov domácností na služby.

Medzi hlavné položky štatistiky rodinných účtov patria príjmové a výdavkové položky. Hlavnou zložkou príjmu domácnosti je finančný príjem (príjem zo zamestnania, sociálny príjem, príjem zo samostatnej ekonomickej činnosti a príjem z majetku), ktorý dopĺňa naturálny príjem.

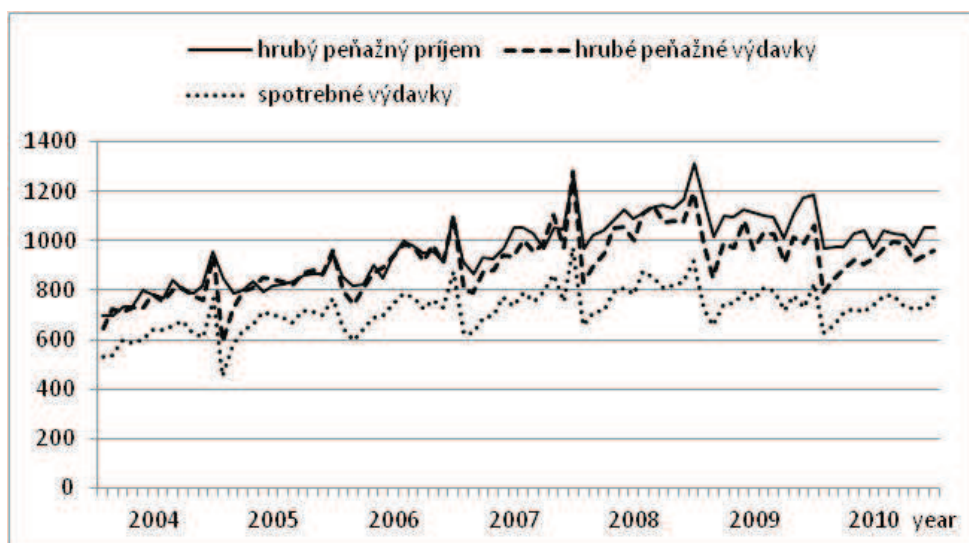
Výdavky domácností tvoria spotrebné a ostatné výdavky. Štruktúra spotrebných výdavkov je daná medzinárodnou klasifikáciou (COICOP - Classification of Individual Consumption of Purpose). Táto klasifikácia člení výdavky na 12 výdavkových skupín podľa účelu použitia t.j. podľa cieľa, na ktorý sú peňažné prostriedky vynaložené: potraviny a nealkoholické nápoje (e1), alkoholické nápoje a tabak (e2), odievanie a obuv (e3), bývanie, voda, elektrina, plyn a iné palivá (e4), nábytok, bytové vybavenie a bežná údržba domu (e5), zdravie (e6), doprava (e7), spoje (e8), rekreácia, kultúra, voľný čas (e9), vzdelanie (e10), hotely, kaviarne a reštaurácie (e11), rozličné tovary a služby (e12). V zátvorke za názvom výdavkovej skupiny je uvedený jej kód, ktorý bude využívaný v ďalšom texte.

Všetky vykazované údaje majú pridelený kód, ktorý špecifikuje, ktorej kapitoly a oblasti činnosti sa týkajú. Kvôli analýzam príjmo-výdavkovej situácie domácností sa zisťujú aj doplnkové informácie o príjmoch domácností, bližšie charakteristiky členov domácností a druhotné ukazovatele: údaje o druhu, technickej vybavenosti a veľkosti bytu, údaje o nehnuteľnostiach a údaje o vybavení domácnosti. Všetky údaje sú zisťované za celú domácnosť.

Vzhľadom na zmenu metodiky zisťovania je možné sledovať vývoj a porovnávať údaje Štatistiky rodinných účtov od roku 2004. V ďalšej analýze je použitá databáza údajov za obdobie rokov 2004 – 2010, ktorá obsahuje viac ako 34 000 záznamov s viac ako 30 sledovanými premennými týkajúcimi sa príjmovej a výdavkovej štruktúry a sociálno-demografických charakteristík domácností.

3. Trendy vývoja príjmov a výdavkov domácností v rokoch 2004 - 2010

Príjmo-výdavková situácia slovenských domácností sa mení v čase, vplýva na ňu množstvo externých aj interných faktorov ako ekonomická, legislatívna, demografická a geografická situácia. V sledovanom období rokov 2004 – 2010 rástli mesačné príjmy i výdavky slovenských domácností s vplyvom sezónnosti koncom každého roka. Od polovice sledovaného obdobia vzrástli rozdiely medzi ukazovateľmi. Vytvoril sa tým širší priestor pre úspory domácností, ktoré postupne rástli do polovice roka 2010, potom sa tento rast spomalil. Spotrebné výdavky, ktoré tvorili najvýznamnejšiu časť výdavkov domácností, taktiež zaznamenali nárast, ale pomalší ako nespotrebné, tzv. ostatné výdavky. Domácnosti boli teda viac zaťažované daňou z príjmu a majetku, povinným osobným poistením, splátkami pôžičiek, atď.



Obrázok 1: Vývoj príjmových a výdavkových položiek

Pozitívnym trendom bol pokles podielu obligatórnych výdavkov z celkových spotrebných výdavkov zo 47 % v roku 2004 na 42 % v roku 2010. Domácnostiam tak ostal širší priestor na fakultatívne výdavky – odievanie a obuv, zariadenie a vybavenie bytu, zdravie, doprava, rekreácia a kultúra, a pod. Niektoré vyššie uvedené trendy sú znázornené na obrázku 1. Popísané trendy charakterizujú vo všeobecnosti vývoj hospodárenia slovenských domácností, avšak vplyvom rôznych faktorov sa ich situácia odlišuje v jednotlivých regiónoch. Pre ďalšiu analýzu boli údaje o príjmoch a výdavkoch domácností prepočítané indexmi spotrebiteľských cien na cenovú úroveň roku 2004 pre vylúčenie vplyvu meniacej sa cenovej hladiny. Na štatistickú analýzu bol použitý programový balík SPSS 18, procedúry zhluková analýza a multinomická logistická regresia.

4. Regionálne rozdiely príjmov a výdavkov

V štatistike rodinných účtov je identifikácia domácností daná klasifikáciou regiónov NUTS 3, ktorá člení Slovensko na 8 samosprávnych krajov: Bratislavský (BA), Trnavský (TT), Trenčiansky (TN), Nitriansky (NR), Žilinský (ZA), Banskobystrický (BB), Prešovský (PO) a Košický (KE).

Na identifikáciu rozdielov hospodárenia domácností bola použitá metóda testovania rovnosti úrovne príjmových a výdavkových charakteristík. Boli použité premenné čistý mesačný príjem (CPP), sociálny príjem (SOCI), spotrebné výdavky (SV) a ostatné výdavky (X20). Kolmogorovovým - Smirnovovým testom bola zamietnutá normalita rozdelení sledovaných premenných, preto bol na overenie hypotézy použitý neparametrický Kruskalov - Wallisov test.

Tabuľka 1: Kruskal Wallis test – výstup SPSS

Test Statistics ^{a,b}				
	CPP	SOCPR	SV	X20
Chi-square	418,529	244,910	425,023	205,925
df	7	7	7	7
Asymp. Sig.	,000	,000	,000	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: REGION

Na základe p-hodnôt na 5 %-nej hladine významnosti zamietame rovnosť úrovne príjmových a výdavkových premenných slovenských domácností. Na identifikáciu podobnosti regiónov bola využitá zhluková analýza, pričom najprv bola overená vhodnosť použitých premenných na zhlučovanie (tabuľka 2). Z výstupu ANOVA procedúry K-means je zrejmá využiteľnosť uvedených premenných pre tvorbu zhlukov.

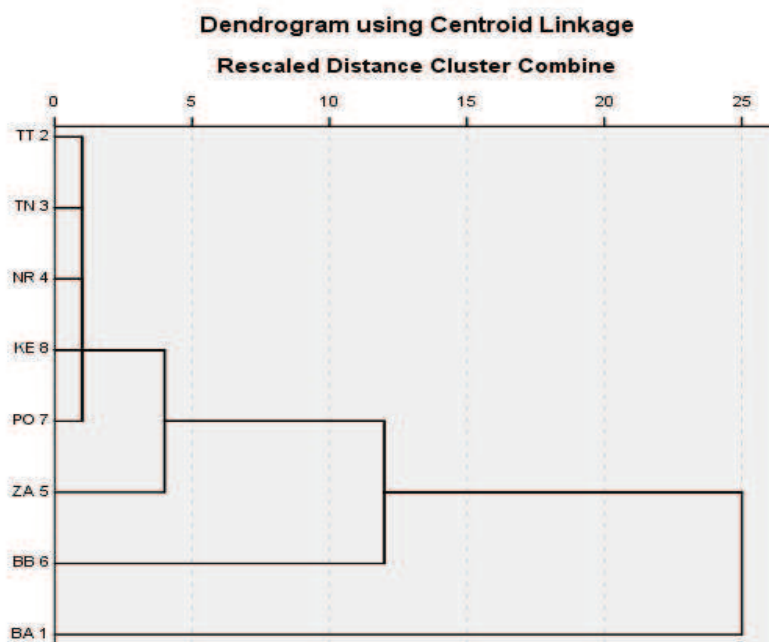
Vzhľadom na citlivosť metód zhlukovej analýzy boli využité procedúry K-means a hierarchické zhlučovanie, konkrétne Wardova a centroidná metóda, ktoré sú považované za najvhodnejšie. Všetky uvedené metódy poukázali na regióny blízke svojou úrovňou príjmo-výdavkových charakteristík pri podobnej miere vzdialenosti.

Z výstupov uvedených metód je zrejmé, že Bratislavský a Banskobystrický kraj mali medzi slovenskými krajinami v období rokov 2004 – 2010 odlišnú úroveň príjmo-výdavkových charakteristík, ostatné kraje vykazujú vysokú mieru podobnosti (obrázok 2). Bratislavský kraj vykazuje spomedzi všetkých slovenských krajov najvyšší mesačný príjem domácností, najvyššie spotrebné i ostatné výdavky a najnižšiu úroveň sociálnych príjmov.

Má tak postavenie kraja s najlepšou príjmo-výdavkovou situáciou, pričom úroveň týchto ukazovateľov v Banskobystrickom kraji bola najhoršia.

Tabuľka 2: Tabuľka ANOVA procedúry K-means zhlukovanie- výstup SPSS

ANOVA						
	Cluster		Error		F	Sig.
	Mean Square	Df	Mean Square	df		
CPP	10681,578	2	691,416	5	15,449	,007
SOCPR	754,485	2	25,684	5	29,376	,002
SV	6431,910	2	857,739	5	7,499	,031
X20	1502,757	2	56,364	5	26,662	,002



Obrázok 2: Dendrogram – výstup SPSS

Pre ďalšiu analýzu bude Bratislavský kraj predstavovať tzv. referenčnú kategóriu, oproti ktorej sa bude porovnávať úroveň jednotlivých príjmových a výdavkových položiek.

5. Porovnanie hospodárenia domácností využitím multinomickej logistickej regresie

Logistická regresia sa najčastejšie využíva na modelovanie vzťahu medzi dichotomickou a multinomickou vysvetľovanou premennou a skupinou p vysvetľujúcich premenných. Na odhad parametrov modelu sa po transformácii vysvetľovanej premennej na logitovú premennú využíva metóda maximálnej vierohodnosti. V prípade viackategoriálnej vysvetľovanej premennej (n kategórií) je nutné vybrať referenčnú kategóriu, pričom výsledkom použitia metódy je $n-1$ rovníc:

$$\log\left(\frac{\text{Prob (i-ta kategória)}}{\text{Prob (referenčná kategória)}}\right) = B_{i0} + B_{i1}X_1 + B_{i2}X_2 + \dots + B_{ip}X_p$$

Logit je prirodzený logaritmus šance, že nastane jav v i -tej kategórii oproti javu v referenčnej kategórii.

V prípade sledovania úrovne hospodárenia domácností bola vysvetľovanou premennou viackategoriálna premenná príslušnosť domácnosti ku kraju (8 kategórií). Úroveň jednotlivých premenných bola porovnávaná oproti referenčnej kategórii – Bratislavskému kraju. Boli sledované p-hodnoty identifikujúce významnosť regresných koeficientov a pri interpretácii aj znamienka koeficientov modelu. Kladné (záporné) znamienko koeficienta vyjadruje, že zvýšenie hodnoty vysvetľujúcej (nezávislej) premennej zvyšuje (znižuje) šancu nastatia javu v i-tej oproti referenčnej kategórii pri konštantnej úrovni ostatných nezávislých premenných. Ak zvýšením hodnoty nezávislej premennej rastie šanca, že domácnosť je z i-teho kraja, potom sú pre ňu pravdepodobnejšie vyššie hodnoty nezávislej premennej.

Pre detailnejší pohľad na rozdiely v príjmových a výdavkových položkách boli použité 3 príjmové položky – hrubý príjem zo zamestnania (HPZAM), hrubý príjem zo samostatnej ekonomickej činnosti (HPSAM) a sociálny príjem (SOCPR) a podrobné členenie na jednotlivé výdavkové položky e1 - e12 a ostatné výdavky (X20).

Tabuľka 3: P-hodnoty a koeficienty modelov multinomickej logistickej regresie - výstup SPSS

	región							región						
	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
Intercept	,524	,837	,001	,000	,000	,605	,388	,03859	-,01239	,19333	-,35473	,51578	,03123	-,05148
HPZAM	,038	,000	,000	,000	,000	,000	,036	-,00013	-,00025	-,00042	-,00046	-,00062	-,00052	-,00013
HPSAM	,000	,000	,000	,554	,000	,336	,000	-,00043	-,00053	-,00042	-,00006	-,00060	-,00010	-,00056
SOCPR	,002	,000	,035	,000	,002	,000	,000	,00041	,00050	,00028	,00057	,00042	,00078	,00058
e1	,000	,000	,057	,000	,000	,000	,000	,00198	,00207	,00061	,00380	-,00128	,00134	,00167
e2	,000	,068	,275	,000	,454	,001	,350	,00328	-,00171	,00101	,00314	,00071	-,00335	,00085
e3	,885	,788	,794	,109	,499	,886	,000	,00005	,00010	-,00010	-,00060	-,00028	,00005	-,00169
e4	,000	,000	,266	,003	,913	,001	,324	-,00113	-,00102	-,00023	-,00067	,00002	-,00076	-,00020
e5	,327	,456	,905	,265	,197	,137	,487	-,00017	-,00012	-,00001	,00012	-,00023	-,00026	-,00010
e6	,000	,005	,001	,002	,000	,000	,000	-,00330	-,00169	-,00218	-,00191	-,00289	-,00280	-,00367
e7	,808	,683	,623	,122	,259	,619	,139	-,00002	-,00004	,00004	,00010	-,00016	,00004	,00010
e8	,033	,303	,051	,000	,528	,007	,053	-,00166	-,00080	,00147	-,00411	,00050	-,00214	,00144
e9	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	-,00096	-,00080	-,00067	-,00100	-,00087	-,00167	-,00103
e10	,006	,071	,173	,013	,092	,114	,178	-,00414	-,00220	-,00153	-,00334	-,00211	-,00182	-,00155
e11	,171	,000	,004	,000	,000	,000	,040	,00086	,00280	-,00190	,00664	,00249	,00857	-,00134
e12	,006	,777	,055	,000	,732	,760	,281	-,00099	,00008	,00053	-,00135	,00011	-,00009	-,00036
X20	,020	,000	,380	,862	,397	,592	,824	-,00027	-,00056	,00005	-,00001	,00005	-,00004	,00001

Pri interpretácii výstupov bola použitá 5 % - ná hladina významnosti. Tučným písmom sú znázornené významné p-hodnoty a regresné koeficienty.

6. Záver

Z údajov štatistiky rodinných účtov je zrejmé, že v období rokov 2004 – 2010 rástol mesačný príjem a výdavky domácností. Rast výdavkov domácností bol od konca roku 2006 pomalší, čo spôsobilo rast úspor, ktorý sa však spomalil v polovici roka 2010. Výdavky nespotrebného charakteru tiež rástli a začali vytvárať vyšší podiel celkových výdavkov domácností, čím stále vo väčšej miere zaťažovali domácnosti finančnými povinnosťami. Podiel obligatórnych výdavkov (výdavky na potraviny a nealkoholické nápoje a na bývanie) postupne klesal, čím dal priestor rastu fakultatívnych výdavkov domácností.

Všeobecný pohľad na vývoj hospodárenia slovenských domácností však v sebe zahŕňa aj špecifiká vývoja jednotlivých regiónov. Údaje zo štatistiky rodinných účtov dávajú možnosť zaradenia domácností v členení územia Slovenska podľa klasifikácie NUTS 3, t.j. krajov. Využitím zhlukovej analýzy bolo možné identifikovať dva kraje, ktoré vykazovali odlišnú úroveň príjmových a výdavkových ukazovateľov a to Bratislavský a Banskobystrický kraj. Prvý z nich bol vybraný ako referenčná kategória pri porovnávaní úrovne niektorých príjmových a výdavkových položiek v ostatných krajoch Slovenska.

Na základe údajov štatistiky rodinných účtov, za podmienky cenovej úrovne z roku 2004, príjmové položky zaznamenali oproti úrovni Bratislavského kraja nasledujúce odlišnosti:

- hrubý peňažný príjem zo zamestnania bol vo všetkých krajoch významne nižší,
- hrubý príjem zo samostatnej ekonomickej činnosti bol vo všetkých krajoch významne nižší okrem Žilinského a Prešovského kraja,
- sociálny príjem bol vo všetkých krajoch významne vyšší okrem Trnavského kraja,

Za rovnakých podmienok v oblasti výdavkových položiek je možné konštatovať nasledujúce špecifiká (niektoré vybrané):

- výdavky na potraviny a nealkoholické nápoje boli vo všetkých krajoch okrem Nitrianskeho významne vyššie, v banskobystrickom kraji významne nižšie,
- výdavky na bývanie sú vo všetkých krajoch nižšie okrem Banskobystrického, kde mali vyššiu úroveň, významne nižšie sú Trnavskom, Trenčianskom a Prešovskom kraji,
- výdavky na zdravie boli vo všetkých krajoch významne nižšie (najnižšie v Košickom kraji),
- výdavky na dopravu boli vo všetkých krajoch nevýznamne odlišné,
- výdavky na rekreáciu, kultúru a voľný čas boli vo všetkých krajoch významne nižšie,
- ostatné výdavky (výdavky nespotrebného charakteru) vykázali nevýznamnú odlišnosť okrem Trenčianskeho kraja, kde boli významne vyššie.

V ďalšom výskume bude potrebné pokračovať v porovnávaní regionálnych špecifik a sledovať prípadné odlišnosti pri využití stálych a bežných cien, prípadne využiť ďalšie štatistické metódy na komparáciu.

7. Literatúra

- [1] AFIFI, A. – CLARK, V. A. - MAY, S. 2004. Computer Aided Multivariate Analysis. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC. 2004. ISBN 1-58488-308-1.
- [2] BARTOŠOVÁ, J. 2005. Odhady parametrov lognormálneho modelu rozdelení príjmov domácností. In: Acta Universitatis Bohemiae Meridionales. České Budějovice: Jihočeská Univerzita. 2005, 8/1, p. 39 – 44. ISSN 1212-3285.
- [3] KOŽIAK, R. – KOLOŠTA, S. - ŠVANTNEROVÁ, L. 2009. Tendencie vývoja medziregionálnych rozdielov v Slovenskej republike z aspektu hrubého domáceho produktu. In: Acta Oeconomica No 26. Banská Bystrica : Ekonomická fakulta Univerzity Mateja Bela. 2009. s. 1-14. ISBN 978-80-8083-916-1.
- [4] KUTNER, M. H. - NACHTSHEIM, CH. J. - NETER, J. – LI, W. 2005. Applied Linear Statistical Models. New York: Mc Graw-Hill. 2005. ISBN 0-07-238688-6.
- [5] PECÁKOVÁ, I. 2007. Logistická regrese s vícekategoriální vysvětlovanou proměnnou. In: Acta Oeconomica Pragensia. Praha: Vysoká škola ekonomická. 2007, roč. 15, č. 1, p. 86 – 96. ISSN 0572-3043

Článok vznikol s podporou projektu VEGA 1/1141/11.

Adresa autorov:

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

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

Spôsobilosť výrobného zariadenia v procese výroby ozubeného kolesa Machine Capability in the process of gear wheels manufacturing

Zuzana Kimáková, Miriam Andrejiová

Abstract: Machine capability is the capability of a machine to produce measurable characteristics under short term influences and it's one important part of quality management. The article deals with the machine capability analysis in the process of gear wheels manufacturing.

Key words: machine capability, machine capability indexes.

Kľúčové slová: spôsobilosť výrobného zariadenia, indexy spôsobilosti výrobného zariadenia.

JEL classification: C19, L15.

1. Úvod

Spôsobilosť výrobného zariadenia vyjadruje schopnosť samotného zariadenia dosahovať predpísané požiadavky na kvalitu a zaraďuje sa medzi dôležité časti manažérstva kvality. Analýza spôsobilosti zariadenia sa zvyčajne vykonáva ešte pred hodnotením spôsobilosti výrobného procesu a robí sa napríklad

- u výrobcu výrobného zariadenia pred dodaním zákazníkovi,
- po jeho inštalácii u zákazníka,
- po určitej dobe chodu zariadenia,
- po vykonaných opravách na zariadení,
- pred zahájením výroby nového výrobku [2].

Na rozdiel od spôsobilosti procesu sa spôsobilosť zariadenia vzťahuje k opakovateľnosti výrobku za určitých podmienok v priebehu kratšej doby. Spôsobilosť zariadenia môže byť ovplyvnená údržbou zariadenia, zmenou používaného materiálu, mikroklimatickými zmenami pracovného prostredia, operátorom, zmenou procesných parametrov, metodikou kontroly a pod.

Pred získaním údajov a pred hodnotením spôsobilosti výrobného zariadenia je dôležité zaistenie stabilných podmienok chodu zariadenia (napr. rovnaká obsluha, rovnaký materiál, rovnaké nastavenie zariadenia, stabilné prevádzkové parametre a vonkajšie podmienky), aby vlastnosti a parametre vyrábaných výrobkov boli ovplyvňované len výrobným zariadením.

K hodnoteniu spôsobilosti zariadenia sa pomerne často aplikujú indexy spôsobilosti. Najčastejšie používanými ukazovateľmi kvalitatívnej spôsobilosti zariadenia sú indexy C_m , C_{mk} , C_{mu} a C_{ml} . Ich cieľom je posúdenie potenciálnej a skutočnej schopnosti zariadenia nepretržite poskytovať výrobky, ktoré vyhovujú tolerančným medziam. Tieto indexy sa počítajú rovnako ako v prípade spôsobilosti procesu, rozdiel je len v zbere dát.

Stanovenie indexov spôsobilosti predpokladá, že proces je štatisticky zvládnutý a že sledovaný znak kvality má normálne rozdelenie. Oba tieto predpoklady je dôležité overiť pred samotným výpočtom indexov spôsobilosti. Postup výpočtu indexov spôsobilosti v prípade, že dáta nepochádzajú z normálneho rozdelenia, je odlišný [3].

2. Indexy spôsobilosti výrobného zariadenia

Index spôsobilosti C_m predstavuje mieru potenciálnej schopnosti zariadenia zabezpečiť, aby sa sledovaný znak kvality nachádzal vnútri tolerančných medzí. Pre jeho stanovenie je nutné špecifikovať obojstranné tolerančné medze. Hodnota indexu C_m vyjadruje

pomer maximálne prípustnej a skutočnej variability hodnôt znaku kvality bez ohľadu na ich umiestnenie v tolerančnom poli. Počíta sa podľa vzťahu

$$C_m = \frac{USL - LSL}{6\sigma}, \quad (1)$$

kde LSL je dolná tolerančná medza, USL horná tolerančná medza a σ predstavuje odhad smerodajnej odchýlky. Smerodajnú odchýlku vypočítame podľa vzťahu

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}, \quad \mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad (2)$$

kde n je celkový počet meraní a μ je výsledná priemerná hodnota všetkých meraní.

Skutočná variabilita sledovaného znaku kvality je vyjadrená 6σ , ktorá v prípade normálneho rozdelenia vymedzuje oblasť, kde s pravdepodobnosťou 99,73% bude ležať každá nasledujúca hodnota. Ak hodnota $C_m = 1$, tak pravdepodobnosť výskytu nezhodných jednotiek na výstupe zo zariadenia tvorí 0,27%. Minimálna požiadavka na hodnotu C_m pre spôsobilé zariadenie je $C_m \geq 1,66$ [1, 2].

Kritický index spôsobilosti C_{mk} zohľadňuje nielen variabilitu sledovaného znaku kvality, ale i jeho strednú polohu k tolerančným medziam. Počíta sa podľa vzťahu

$$C_{ml} = \frac{\mu - LSL}{3\sigma}, \quad C_{mu} = \frac{USL - \mu}{3\sigma}, \quad C_{mk} = \min(C_{mu}; C_{ml}) \quad (3)$$

Minimálna požiadavka na hodnotu C_{mk} pre spôsobilé zariadenie je $C_{mk} \geq 1,67$.

3. Hodnotenie spôsobilosti zariadenia

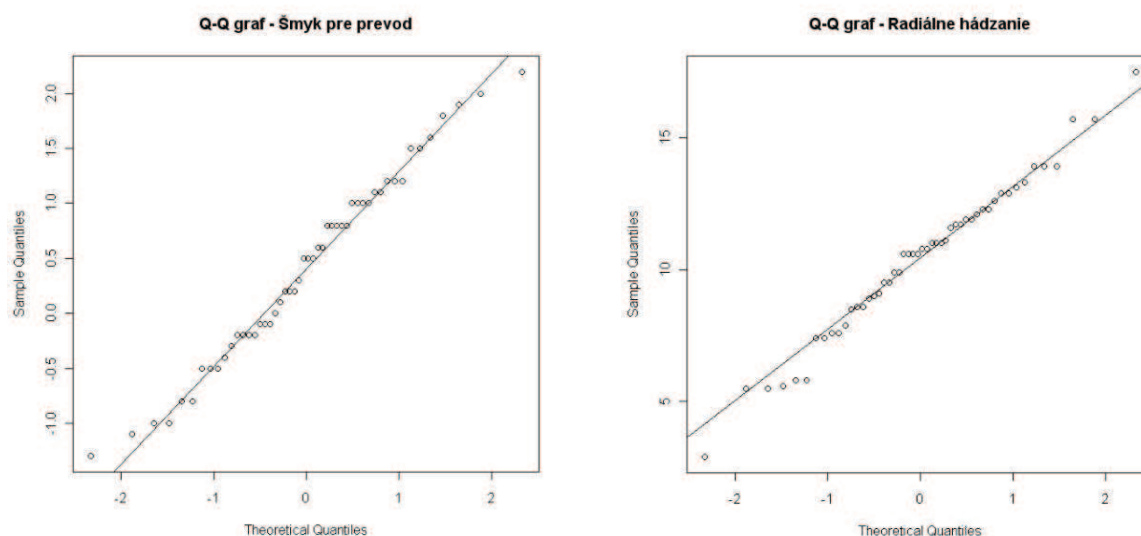
Overenie spôsobilosti výrobného zariadenia (odvaľovacej frézy) sa uskutočnilo vopred stanoveným postupom. Po zahriatí a skorigovaní zariadenia na nominálne hodnoty sa spustila výroba výrobkov. Na štatistické vyhodnotenie sa použilo prvých 50 vyprodukovaných ozubených kolies, ktoré boli vyrobené s minimálnou procesnou variabilitou, t.j. vzorky boli vyprodukované na tom istom stroji, tým istým operátorom a v čo najkratšom časovom intervale bez prerušenia resp. zásahu do procesu (v prípade nejakej poruchy alebo prerušenia procesu produkcie je nutné výrobu opakovať). Na vyrobených vzorkách boli sledované štyri charakteristiky kvality: *fhb odchýlka sklonu zubov (šmyk pre prevod)*, *fhb odchýlka sklonu zubov (ťah pre prevod)*, *Fr (radiálne hádzanie)* a *Mdk (rozmer cez guľičky pre prevod)*.

Normalita sa overila graficky pomocou Q-Q grafu a pomocou Shapiro-Wilkovho testu normality ($\alpha = 0,05$). Základné číselné charakteristiky (aritmetický priemer $\bar{x}$, smerodajná odchýlka s) a p-hodnota Shapiro-Wilkovho testu normality sú uvedené v Tab.1. Z výsledkov testu normality vyplýva, že dané súbory hodnôt pochádzajú z normálneho rozdelenia.

Tabuľka 1: Číselné charakteristiky a p-hodnoty testu normality

Charakteristika	$\bar{x}$	s	Shapiro-Wilkov test p-hodnota	Normalita dát
fhb šmyk pre prevod	0,414	0,874	0,775	Áno
fhb ťah pre prevod	4,678	1,247	0,131	Áno
Radiálne hádzanie Fr	10,536	2,838	0,846	Áno
Rozmer cez guľičky pre prevod Mdk	87,838	0,002	0,070	Áno

Q-Q grafy pre charakteristiku fhb šmyk pre prevod a radiálne hádzanie Fr sú uvedené na Obr.1.



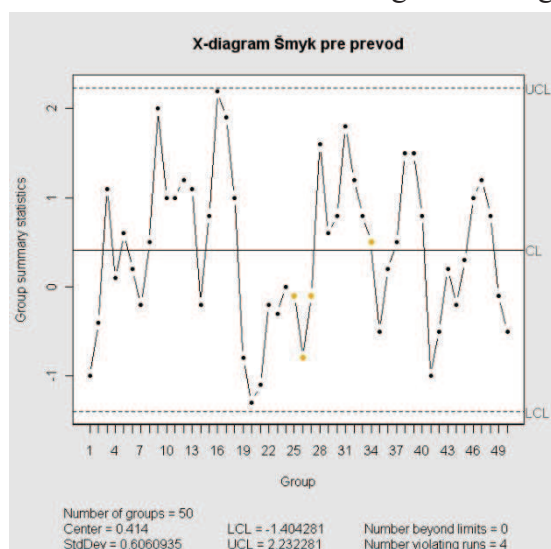
Obrázok 1: Q-Q grafy

Štatistická zvládnuťnosť sledovaného procesu sa posúdila pomocou regulačného diagramu individuálnych hodnôt. Hodnoty regulačných medzí (CL - centrálna priamka, UCL - horná regulačná medza, LCL - dolná regulačná medza) sú uvedené Tab.2.

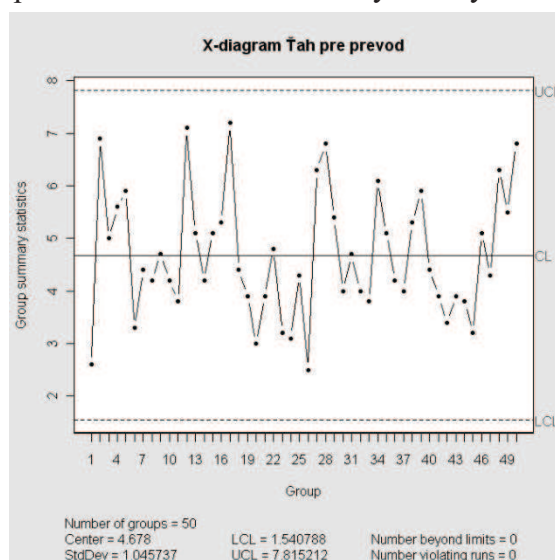
Tabuľka 2: Regulačné hranice – X-diagram

Charakteristiky	LCL	CL	UCL
fhb šmyk pre prevod	-1,404	0,414	2,232
fhb ťah pre prevod	1,541	4,678	7,815
Radiálne hádzanie Fr	1,673	13,97	19,107
Rozmer cez guľičku pre prevod Mdk	87,831	87,838	87,845

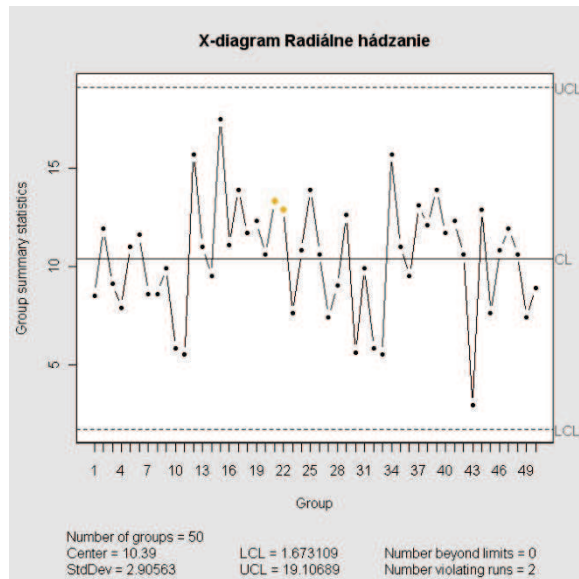
Na Obr.2 až Obr.5 sú regulačné diagramy pre sledované charakteristiky kvality.



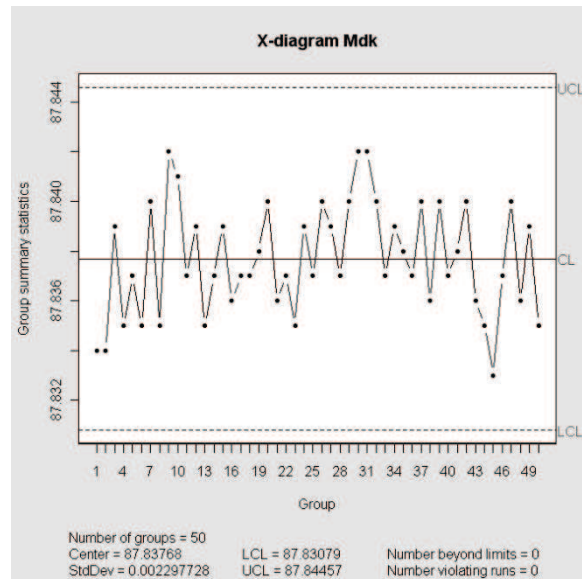
Obrázok 2: X-diagram Šmyk pre prevod



Obrázok 3: X-diagram Ťah pre prevod



Obrázok 4: X-diagram Radiálne hádzanie



Obrázok 5: X-diagram Mdk

Z regulačných diagramov je zrejmé, že všetky hodnoty sú vo vnútri regulačných medzí UCL a LCL. Proces je štatisticky stabilný a pod kontrolou.

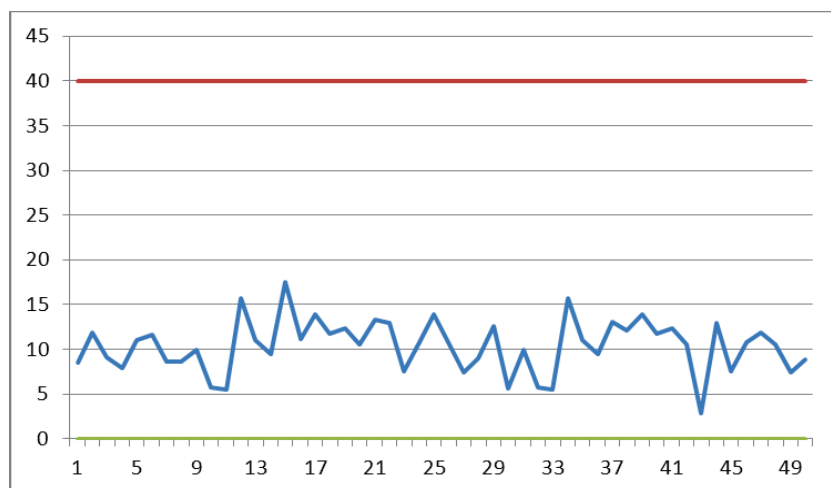
Vypočítané hodnoty indexov spôsobilosti výrobného zariadenia pre všetky sledované charakteristiky kvality sú spolu s dolnou (Lower Specification limit, LSL) a hornou tolerančnou medzou (Upper Specification limit, USL) v Tab.3. Hranice LSL a USL sú stanovené požiadavkami zákazníka.

Tabuľka 3: Indexy spôsobilosti výrobného zariadenia

Charakteristika výrobku	Tolerančné hranice		Indexy			
	USL	LSL	C_m	C_{mu}	C_{mk}	C_{mk}
Šmyk pre prevod	10	-10	3,83	3,67	3,99	3,67
Ťah pre prevod	14	-6	2,79	2,60	2,98	2,60
Radiálne hádzanie	40	0	1,91	2,52	1,35	1,35
Mdk	87,86	87,81	3,71	3,31	4,11	3,31
			$C_m \geq 1,66$		$C_{mk} \geq 1,67$	

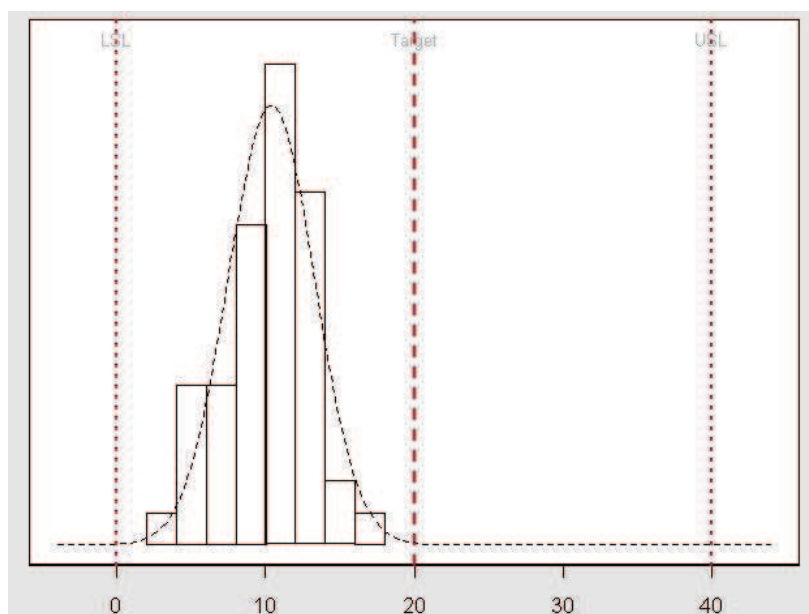
Výsledné hodnoty indexov spôsobilosti sa porovnávajú s limitnými hodnotami 1,66 (C_m) a 1,67 (C_{mk}). Z výpočtov vyplýva, že všetky hodnoty indexov spôsobilosti C_m spĺňajú požadovanú limitnú hranicu 1,66. Rovnako aj hodnota indexu spôsobilosti C_{mk} v troch skúmaných charakteristikách kvality (fwb šmyk pre prevod, fwb ťah pre prevod a Mdk) spĺňa limitnú hodnotu s vysokou rezervou. Pre radiálne hádzanie je $C_{mk} = 1,35 < 1,67$.

Z Obr.6 vyplýva, že priebeh procesu spomínanej charakteristiky v súvislosti s tolerančnými hranicami (LSL = 0, USL = 40) neobsahuje žiadne znaky narušenia procesu.



Obrázok 6: Pribeh charakteristiky Fr s tolerančnými medzami

V tomto prípade je proces zjavne nevycentrovaný, hodnoty sú bližšie k dolnej tolerančnej medzi (Obr.7).



Obrázok 7: Histogram s tolerančnými medzami - Fr

4. Záver

Hodnotenie spôsobilosti výrobného zariadenia je proces, ktorý predstavuje dôležitý prvok nepretržitého zlepšovania kvality. Jeho cieľom je preukázať, že zariadenie je schopné vyrábať v požadovaných kritériách kvality.

Posúdenie krátkodobej spôsobilosti výrobného zariadenia bolo hodnotené na základe štyroch vybraných charakteristík kvality. Analýzou spôsobilosti sme zistili, že index spôsobilosti C_{mk} pre radiálne hádzanie Fr nespĺňa požadovanú podmienku a proces je nevycentrovaný. V ďalšom kroku je potrebné vypracovať plán opatrení na zlepšenie spôsobilosti výrobného zariadenia a tým aj na zlepšenie samotného výrobného procesu. Je dôležité uvedomiť si, že výsledky získané analýzou spôsobilosti samotného výrobného zariadenia tvoria cenné doplnujúce informácie aj k spôsobilosti výrobného procesu.

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

5. Literatúra

- [1]ANDRÁSSYOVÁ, Z. – KOTUS, M. 2010. Evaluation of CNC milling machine capability for transmissions gear manufacturing. In: Transactins of the VŠB – Technical University of Ostrava, Mechanical Series. No. 2, 2010, s.1 -7.
- [2]NENADÁL, J. A KOL. 2008. Moderní management jakosti. Praha: Management Press. 377 s. ISBN 978-80-7261-186-7.
- [3]TEREK, M. – HRNČIAROVÁ, Ľ. 2004. Štatistické riadenie kvality. Bratislava: Edícia EKONÓMIA. 235 s. ISBN 80-89047-97-1.

Adresa autorov:

Miriám Andrejiová, RNDr., PhD.
Katedra aplikovanej matematiky
a informatiky
SjF TU Košice
Letná 9
042 00 Košice
Miriam.Andrejiova@tuke.sk

Zuzana Kimáková, RNDr., PhD.
Katedra aplikovanej matematiky
a informatiky
SjF TU Košice
Letná 9
042 00 Košice
Zuzana.Kimakova@tuke.sk

Aplikácia DEA modelov na hodnotenie produkčnej efektívnosti bankových pobočiek

Application of DEA models for evaluating of bank branches efficiency

Kristína Kočišová

Abstract: This paper describes an application of data envelopment analysis (DEA) to the performance assessment of bank branches of one big Slovak bank during the period of year 2010. The analysis is focused on evaluation of bank branches efficiency in relation to their size measured by number of employees. The aim of paper is to study relation between bank efficiency and size of bank branches.

Key words: data envelopment analysis, banking sector, efficiency, branches, size

Kľúčové slová: DEA analýza, bankový sektor, efektívnosť, pobočky, veľkosť pobočiek

JEL classification: E58, F02, G21

1. Úvod

Slovenský bankový sektor v súčasnosti reprezentuje 29 komerčných bánk, ktoré svojou činnosťou prispievajú k ekonomickému rastu krajiny. Keďže úspešnosť každej banky závisí od činnosti jej pobočiek zameriame sa v tomto príspevku na ich analýzu. Tento príspevok popisuje aplikáciu DEA modelov na hodnotenie efektívnosti bankových pobočiek vybranej slovenskej komerčnej banky. Analýza sa zameriava na hodnotenie efektívnosti pobočiek vo vzťahu k ich veľkosti meranej počtom pracovníkov.

DEA analýza je jednou z neparametrických metód merania relatívnej efektívnosti produkčných jednotiek. V posledných rokoch sa táto metóda stáva stále viac populárnou pri meraní efektívnosti v národných bankových sektoroch (Pastor, 1997; Berger, 1997; Darrat, Topuz, Yousef, 2002; Jemric, Vujcic, 2002), ale aj pri komparácii bankových subjektov na globálnom bankovom trhu (Casu, Molyneux, 2003; Stavárek, 2005). Na Slovensku, Rakúsku a v Čechách sa problematikou DEA zaoberajú hlavne Luptáček (2010), Sudzina (2000, 2001), Jablonský (2004) a Stavárek (2005).

2. DEA model

DEA je jednou z neparametrických metód merania relatívnej technickej efektívnosti produkčných jednotiek. V DEA modeloch posudzujeme n produkčných jednotiek, pričom každá produkčná jednotka (DMU) spotrebuje m rôznych vstupov na vyprodukovanie s rôznych výstupov. V literatúre sa môžeme stretnúť s dvoma základnými DEA modelmi, CCR a BCC modelom. CCR model vytvorený Charnesom, Cooperom, Rhodesom predpokladá, že produkčná jednotka pracuje za podmienok konštantných výnosov z rozsahu. Pre praktické riešenie je využívaný najmä duálny tvar CCR modelu s doplnkovými premennými. Stanovenie technickej efektívnosti týmto spôsobom patrí medzi dvojfázové úlohy lineárneho programovania. Duálny tvar vstupne orientovaného CCR modelu s doplnkovými premennými môžeme zapísať v tvare:

$$\text{Minimalizovať} \quad \theta - \varepsilon \left[\sum_{i=1}^m s_i^- + \sum_{r=1}^s s_r^+ \right] \quad (1)$$

$$\text{za podmienok} \quad \sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_j + s_i^- = \theta X_{iq} \quad ; \quad \sum_{j=1}^n y_{rj} \lambda_j - s_r^+ = Y_{rq}$$

$$\lambda_j, s_r^+, s_i^- \geq 0 \quad i = 1, 2, \dots, m \quad r = 1, 2, \dots, s \quad j = 1, 2, \dots, n$$

kde: θ ... vyjadruje potrebu redukcie vstupov na dosiahnutie efektívnosti DMU_q,

y_{rq} ... pozorovaná hodnota výstupu r pre q -tu DMU,
 x_{iq} ... pozorovaná hodnota vstupu i pre q -tu DMU,
 λ_j ... $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n)$, $\lambda \geq 0$, váha priradená j -tej DMU,
 s_r^+ ... doplnková hodnota r -tého výstupu,
 s_i^- ... doplnková hodnota i -tého vstupu,
 ε ... konštanta non-Archimedean, vo výške 10^{-8} .

Model (1) predpokladá konštantné výnosy z rozsahu. Tento predpoklad môžeme akceptovať len v prípade, ak všetky produkčné jednotky vykonávajú činnosť pri optimálnej veľkosti. Nedokonalá konkurencia, finančné obmedzenia, regulačné opatrenia a ďalšie faktory však spôsobujú, že produkčné jednotky nefungujú pri optimálnej veľkosti. Preto bol za účelom prekonania tohto problému vyvinutý DEA model umožňujúci kalkulovať s variabilnými výnosmi z rozsahu. Tento model sa označuje ako BCC model (Banker, Charnes, Cooper). Vstupne orientovaný BCC model môže byť zapísaný v tvare:

$$\text{Minimalizovať} \quad \theta - \varepsilon \left[\sum_{i=1}^m s_i^- + \sum_{r=1}^s s_r^+ \right] \quad (2)$$

$$\text{za podmienok} \quad \sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_j + s_i^- = \theta x_{iq} \quad ; \quad \sum_{j=1}^n y_{rj} \lambda_j - s_r^+ = Y_{rq} \quad ; \quad \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$$

$$\lambda_j, s_r^+, s_i^- \geq 0 \quad i = 1, 2, \dots, m \quad r = 1, 2, \dots, s \quad j = 1, 2, \dots, n$$

Hodnoty efektívnosti vypočítané na základe BCC modelu sa nazývajú čistou technickou efektívnosťou, pretože BCC model eliminuje časť neefektívnosti, ktorá je spôsobená neadekvátnou veľkosťou produkčnej jednotky. Rozdeľuje teda efektívnosť nameranú CCR modelom na čistú technickú efektívnosť a efektívnosť z rozsahu.

3. Metodológia a prezentácia výsledkov

Na hodnotenie efektívnosti prostredníctvom DEA modelov môžu byť použité rôzne prístupy, pričom medzi najviac využívané patria produkčný a sprostredkovateľský prístup. Pri uplatnení produkčného prístupu sú banky vnímané ako inštitúcie využívajúce rôzne zdroje práce a kapitálu pri poskytovaní rôznych produktov a služieb pre svojich zákazníkov. Sú teda využívané zdroje ako práca a prevádzkové náklady, ktoré sú považované za vstupy, zatiaľ čo produkty a služby ako napr. bankové vklady a úvery sú považované za výstupy. Pri sprostredkovateľskom prístupe je banka vnímaná ako finančný sprostredkovateľ, ktorý zhromažďuje depozitá a iné vypožičateľné peňažné prostriedky od vkladateľov a požičiava ich ako úvery alebo iné druhy aktív iným subjektom s cieľom dosiahnuť zisk. Rozdielne formy vypožičiavaných finančných prostriedkov a náklady spojené s procesom sprostredkovania sú považované za vstupy. Formy, v ktorých sú peňažné prostriedky požičiavané iným subjektom, sú považované za výstupy.

Tento príspevok analyzuje ako každá pobočka vybranej banky využíva svoje zdroje na produkovanie výstupov, zameriava sa teda na aplikáciu produkčného prístupu na hodnotenie efektívnosti pobočiek.

Aby bolo možné vykonať analýzu efektívnosti pobočiek meranej DEA modelmi, musíme najprv určiť, aké údaje budú hodnotené ako vstupy a výstupy. Rozhodovanie o tom, ktoré charakteristiky budú použité a aké množstvo premenných zahrnúť do analýzy nie je jednoduchou úlohou. Preto boli na základe praktických skúseností sformulované nasledovné predpoklady použitia DEA modelov (Klieštik, 2009):

1. Celkový počet vstupov a výstupov ($m + s$) sa snažíme minimalizovať v záujme zvýšenia vypovedacej schopnosti odhadovaného modelu, pretože s rastúcim počtom vstupných a výstupných charakteristík rastie aj počet obmedzujúcich podmienok potrebných na vyjadrenie hranice efektívnosti. Odporúča sa preto, aby celkový počet vstupov a výstupov neprekročil $1/3$ množstva skúmaných DMU, t.j. $(m + s) < n/3$.

2. Vysoko korelované vstupy (resp. výstupy) sú zbytočné.
3. Vstup, ktorý neovplyvňuje žiadny výstup, signalizuje, že množina výstupov je neúplná.
4. Dostupnosť dát nesmie ovplyvniť výber vstupov a výstupov.
5. Ak nie je jednoznačné, či daný materiálny tok je vstupom alebo výstupom, tak tok, ktorý svojou redukciou vylepší efektívnosť produkčnej jednotky, sa považuje za vstup. Ak je potrebné na zvýšenie efektívnosti produkčnej jednotky daný tok rozšíriť, tak sa tento tok považuje za výstup.
6. Vstupy a výstupy uvažované v modeli musia obsahovať všetky s analýzou súvisiace aktivity všetkých produkčných jednotiek.

Predtým ako začneme vykonávať analýzu efektívnosti 206 pobočiek vybranej banky musíme najprv preskúmať, či nami zvolené vstupy a výstupy vyhovujú predpokladom použitia DEA modelov. Keďže miera korelácie je dôležitým ukazovateľom, ktorý má veľký vplyv na robustnosť DEA modelu, nevyhnutnou podmienkou stanovenia vhodných vstupov a výstupov bolo vykonanie korelačnej analýzy. Korelačná analýza bola vykonaná pre každú kombináciu analyzovaných premenných a jej výsledky zobrazuje Tabuľka 1. Pre potreby DEA analýzy boli ako vstupy a výstupy zvolené nasledujúce premenné:

- Vstupné premenné: Počet pracovníkov (PP), Mzdové náklady v tis. EUR (MN), Prevádzkové náklady v tis. EUR (PN).
- Výstupné premenné: Vklady v tis. EUR (V), Celkové úvery v tis. EUR (Ú), Neúrokové príjmy v tis. EUR (NP).

Tabuľka 1: Hodnoty korelačných koeficientov medzi jednotlivými vstupmi a výstupmi

	PP	MN	PN	V	Ú	NP
PP	1,0000	0,9695	0,6503	0,8999	0,6694	0,9460
MN	0,9695	1,0000	0,6632	0,9195	0,7294	0,9518
PN	0,6503	0,6632	1,0000	0,5819	0,5134	0,5799
V	0,8999	0,9195	0,5819	1,0000	0,6865	0,9438
Ú	0,6694	0,7294	0,5134	0,6865	1,0000	0,7108
NP	0,9460	0,9518	0,5799	0,9438	0,7108	1,0000

Zdroj: výpočty autora

Na základe hodnôt korelačných koeficientov a po preštudovaní literatúry zaoberajúcej sa problematikou využitia DEA modelov na meranie efektívnosti v bankovom sektore môžeme povedať, že medzi jednotlivými premennými nebola nájdená evidentne vysoká ani nízka miera korelácie. Tým bola potvrdená vhodnosť vybraných vstupov a výstupov.

V analýze boli použité tri vstupy a tri výstupy. Deskriptívnu štatistiku použitých premenných zobrazuje Tabuľka 2. V prípade vstupnej premennej, ktorá vyjadruje počet pracovníkov môžeme prostredníctvom týchto modelov identifikovať tie pobočky, v ktorých sú zamestnanci najproduktívnejší, resp. pobočky, ktoré sú prezamestnané, kde následne redukciami počtu pracovníkov vieme zlepšiť produktivitu práce. Mzdové a prevádzkové náklady zastupujú premennú nákladov potrebných na vykonávanie bankových operácií. Mzdové náklady zahŕňajú mzdové a sociálne náklady, kým prevádzkové náklady pokrývajú náklady na prenájom priestorov, elektrinu, komunikačné a informačné technológie a ostatné náklady, ktoré sú potrebné na vykonávanie bankových operácií.

Tabuľka 2: Deskriptívna štatistika použitých vstupov a výstupov

	Vstupy			Výstupy		
	PP	MN	PN	V	Ú	NP
Maximum	27	561,19952	417,07208	89674,92750	283656,98416	1266,29866
Minimum	2	21,82758	12,71429	1220,76429	480,20376	33,55433
Priemer	9,52913	171,49103	84,18594	20617,99920	15850,84372	371,42771
Štandardná odchýlka	6,31426	126,56888	55,13768	17743,20578	27090,70176	289,55680

Zdroj: výpočty autora

V analýze bolo hodnotených 206 pobočiek vybranej komerčnej banky z celého územia Slovenskej republiky. Použité dáta pokrývajú obdobie roku 2010 a boli použité na hodnotenie

efektívnosti prostredníctvom CCR a BCC vstupne orientovaného modelu. Nasledujúca tabuľka (Tabuľka 3) sumarizuje výsledky namerané prostredníctvom obdivoch modelov.

Tabuľka 3: Výsledky DEA modelov

	CCR model	BCC model
Celková technická efektívnosť		
Priemerná miera efektívnosti	0,7243	-
Štandardná odchýlka	0,1689	-
Čistá technická efektívnosť		
Priemerná miera efektívnosti	-	0,7685
Štandardná odchýlka	-	0,1636
Maximálna miera efektívnosti	1,0000	1,0000
Minimálna miera efektívnosti	0,0676	0,1722
Počet (a %) efektívnych DMU	10 (4,85%)	25 (12,14%)
Výnosy z rozsahu		
Počet efektívnych DMU - rastúce výnosy z rozsahu	-	10
Počet efektívnych DMU - konštantné výnosy z rozsahu	10	10
Počet efektívnych DMU - klesajúce výnosy z rozsahu	-	5
Efektívnosť z rozsahu	0,9426	

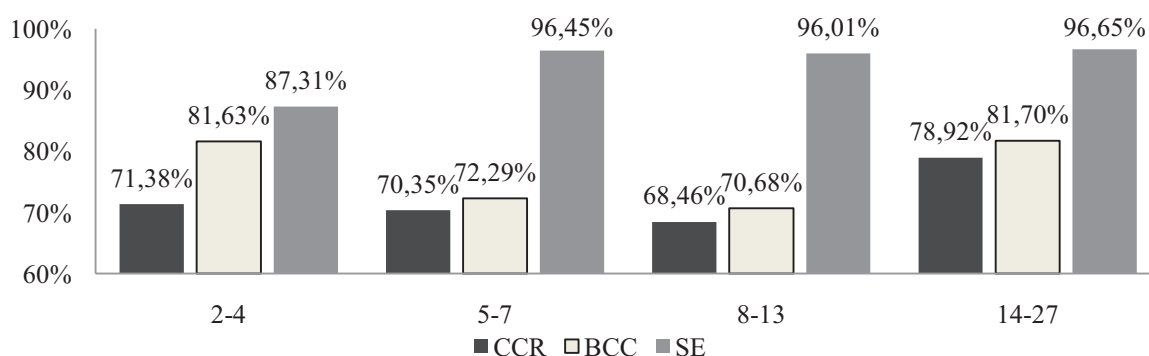
Zdroj: výpočty autora

Na základe výsledkov merania môžeme vidieť, že CCR model identifikoval priemernú technickú efektívnosť a efektívnosť z rozsahu vo výške 72,43%. BCC model identifikoval priemernú čistú technickú efektívnosť 76,85%. Miera efektívnosti z rozsahu môže byť vypočítaná ako pomer medzi mierou efektívnosti meranej CCR a BCC modelom a dosahuje hodnotu 94,26%. Problematiku neefektívnosti z rozsahu môžeme analyzovať prostredníctvom ukazovateľov výnosov z rozsahu, pri ktorých sme sledovali počet efektívnych pobočiek pracujúcich pri jednotlivých typoch výnosov z rozsahu. Medzi 25 BCC efektívnymi pobočkami, 10 pracovalo za podmienok rastúcich, 10 za podmienok konštantných a zvyšných 5 pobočiek za podmienok klesajúcich výnosov z rozsahu.

Výsledky analýzy poukazujú na fakt, že pobočky vybranej slovenskej banky pracujú za podmienok variabilných výnosov z rozsahu, preto bol BCC model vhodnejším prístupom, keďže veľkosť pobočky môže byť jedným z faktorom jej efektívnosti.

Ako môžeme vidieť na základe deskriptívnej štatistiky použitých vstupov (Tabuľka 2), počet pracovníkov v analyzovaných pobočkách sa pohyboval od 2 do 27. Vidíme teda, že veľkosť pobočky môžeme považovať za jeden z faktorov, ktorý ovplyvňuje jej efektívnosť. Cieľom príspevku bolo analyzovať, či veľkosť pobočky ovplyvňuje úroveň dosahovanej efektívnosti. Z hľadiska kritéria veľkosti pobočky meranej počtom zamestnancov boli analyzované pobočky rozdelené do 4 kvartilov, pričom prvý kvartil bol tvorený pobočkami s počtom zamestnancov od 2 do 4, druhý tvorili pobočky s počtom zamestnancov od 5 do 7, tretí bol tvorený pobočkami s 8 až 13 zamestnancami a štvrtý tvorili pobočky s počtom zamestnancov od 14 do 27.

Výsledky dosiahnutej efektívnosti v jednotlivých veľkostných skupinách zobrazuje nasledujúci graf (Obrázok 1). Graf zaznamenáva vývoj priemernej celkovej technickej efektívnosti (CCR), čistej technickej efektívnosti (BCC) a efektívnosti z rozsahu (SE). Ako môžeme vidieť, najnižšiu priemernú celkovú aj čistú technickú efektívnosť dosahovali pobočky v skupine s počtom zamestnancov 8 až 13, naopak najvyššiu dosiahli pobočky s najvyšším počtom zamestnancov (14-27). Pri uplatnení vstupne orientovaného prístupu by teda zlepšenia na strane čistej technickej efektívnosti mali byť primárne vykonané v pobočkách s počtom zamestnancov od 5 do 13. Avšak aj po dosiahnutí čistej technickej efektívnosti budú malé pobočky stále dosahovať neefektívnosť z rozsahu. To naznačuje, že veľkosť pobočiek nedovoľuje maximalizovať produktivitu v dôsledku inherentných vlastností výnosov z rozsahu vykonávaných aktivít jednotlivých bankových pobočiek.



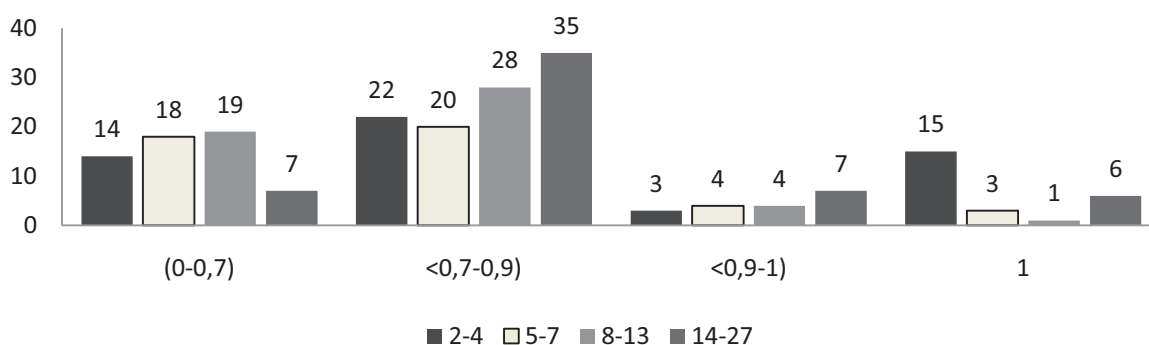
Obrázok 1: Priemerná miera efektívnosti v závislosti od veľkosti pobočky

Zdroj: výpočty autora

V literatúre sa môžeme stretnúť s klasifikáciou bankových pobočiek na základe miery efektívnosti do určitých skupín (Yang, 2009):

- výrazne efektívne pobočky, ktoré sa budú vyskytovať v mnohých referenčných skupinách a majú tendenciu zotrvať efektívne ak nedôjde ku výrazným posunom v ich prosperite,
- pobočky s nízkou efektívnosťou ktoré sa obvykle vyskytujú iba v jednej alebo dvoch referenčných skupinách, pričom miera ich efektívnosti môže poklesnúť pod 1,0 pri hoci aj malom prepade v hodnote výstupnej premennej (resp. dosiahnutí menšieho nárastu v hodnote vstupnej premennej),
- hranične neefektívne pobočky, ktorých miera efektívnosti bude viac ako 0,9 (ale menej ako 1,0) a ich skóre porastie k 1,0 pri relatívne nízkom objeme zlepšení operatívnych výsledkov,
- stredne neefektívne pobočky s mierou efektívnosti medzi 0,7 a 0,9,
- výrazne neefektívne pobočky, ak je miera efektívnosti menej ako 0,7. V tomto prípade bude mať pobočka významné problémy stať sa efektívnou v krátkom období.

Keďže výsledky analýzy poukazujú na fakt, že pobočky vybranej slovenskej banky pracujú za podmienok variabilných výnosov z rozsahu a teda BCC model je vhodnejším prístupom, budeme analyzovať rozdelenie BCC miery efektívnosti do jednotlivých skupín.



Obrázok 2: Rozdelenie miery efektívnosti (BCC vstupne orientovaný prístup)

Zdroj: výpočty autora

V prípade pobočiek analyzovanej banky môžeme konštatovať, že v skupine výrazne neefektívnych pobočiek sa nachádzalo 58 pobočiek, čo predstavuje približne 28,16% z celkového počtu pobočiek. Ak by sme hodnotili pobočky v jednotlivých skupinách efektívnosti v závislosti od ich veľkosti zistili by sme, že najviac výrazne neefektívnych pobočiek bolo v skupine s počtom zamestnancov od 8 do 13, naopak najmenej výrazne neefektívnych pobočiek bolo v skupine s počtom zamestnancov viac ako 14 (Obrázok 2). Do skupiny stredne neefektívnych pobočiek bolo zaradených 105 pobočiek (50,97%) a hranične neefektívnych bolo 18 pobočiek (8,74%), pričom v oboch skupinách mali

najväčšiu početnosť pobočky s najvyšším počtom zamestnancov. Ako BCC efektívne označil vstupne orientovaný model 25 pobočiek, čo predstavuje približne 12,14% z celkového počtu pobočiek, pričom nevieme presne identifikovať, ktoré pobočky patria do skupiny s nízkou efektívnosťou a ktoré medzi výrazne efektívne pobočky. Na základe grafu však môžeme vidieť, že najviac efektívnych pobočiek bolo v skupine s najnižším počtom zamestnancov.

Predmetom analýzy bolo aj overenie vzťahu medzi vývojom dosahovanej efektívnosti a veľkosťou pobočky testovaním hypotéz. Samotné testovanie hypotéz bolo realizované prostredníctvom párového t-testu. Testovali sme hypotézy o zhode stredných hodnôt dvoch závislých premenných súborov, čo matematicky môžeme zapísať v tvare $H_0: \mu_1 = \mu_2$. Nulovú hypotézu zamietame v prípade, že je p-hodnota pre obojstranný interval nižšia ako 0,05. Zamietnutím nulovej hypotézy prijímame alternatívnu hypotézu, že existuje štatisticky významný rozdiel v stredných hodnotách zvolených súborov. Predmetom testovania boli nasledovné hypotézy:

H₀₁: Neexistuje významný rozdiel medzi vývojom efektívnosti meranej CCR modelom a veľkosťou bankovej pobočky.

H₀₂: Neexistuje významný rozdiel medzi vývojom efektívnosti meranej BCC modelom a veľkosťou bankovej pobočky.

Výsledky testovania zobrazuje Tabuľka 4. Tabuľka zobrazuje stredné hodnoty premenných použitých v jednotlivých testoch, hodnotu t-štatistiky, p-hodnotu na zvolenej hladine pravdepodobnosti a rozhodnutie o prijatí, resp. zamietnutí hypotézy.

Tabuľka 4: Výsledky párového t-testu naformulovaných hypotéz

Test	Názov premennej	Stredná hodnota	Hodnota t štatistiky (p-hodnota)	Rozhodovacie pravidlo
1	Počet zamestnancov	9,529126213	-20,116982744	H ₀ zamietame
	CCR miera efektívnosti	0,724333233	(2,0623E-50)*	
2	Počet zamestnancov	9,529126213	-19,954816767	H ₀ zamietame
	BCC miera efektívnosti	0,768459402	(6,2018E-50)*	

* $\alpha = 0,05$

Zdroj: výpočty autora

Tabuľka zobrazuje výsledky dvoch testov, v ktorých boli testované hypotézy o vzťahu medzi vývojom efektívnosti a veľkosti pobočiek. Zamietnutie nulových hypotéz poukazuje na fakt, že existuje rozdiel medzi vývojom efektívnosti a veľkosťou bankovej pobočky. Veľkosť pobočky teda nie je schopná zachytiť vývoj efektívnosti. Hodnoty testovacích štatistík dokonca poukazujú na väčšie rozdiely medzi analyzovanými premennými, čo potvrdzujú aj nízke p-hodnoty poukazujúce na zamietnutie jednotlivých hypotéz. Medzi vývojom efektívnosti a veľkosťou pobočiek teda existujú rozdiely, čo potvrdzuje aj výsledky korelačnej analýzy naznačujúce, že medzi vývojom analyzovaných premenných (efektívnosť verus počet zamestnancov) existuje iba malý vzťah.

4. Záver

Tento príspevok je venovaný problematike merania dosahovanej relatívnej efektívnosti v bankovom sektore. Cieľom príspevku je analyzovať ako každá banková pobočka využíva svoje zdroje na produkovanie výstupov. V analýze bolo hodnotených 206 pobočiek vybranej komerčnej banky z celého územia Slovenskej republiky v roku 2010, pričom dáta boli použité na hodnotenie efektívnosti prostredníctvom CCR a BCC vstupne orientovaného modelu. Na základe výsledkov nameranej efektívnosti prostredníctvom uvedených modelov môžeme povedať, že CCR model identifikoval priemernú technickú efektívnosť a efektívnosť z rozsahu vo výške 72,43% a BCC model identifikoval priemernú čistú technickú efektívnosť 76,85%. Výsledky analýzy poukázali na fakt, že pobočky vybranej slovenskej banky pracujú za podmienok variabilných výnosov z rozsahu. Vidíme teda, že veľkosť pobočky môžeme považovať za jeden z faktorov, ktorý ovplyvňuje jej efektívnosť, preto predmetom príspevku

bolo aj analyzovanie otázky vplyvu veľkosti pobočky na ich efektívnosť. Výsledky štatistického testovania poukázali na fakt, že existujú rozdiely medzi efektívnosťou pobočiek a ich veľkosťou. Veľkosť pobočky teda nie je schopná zachytiť vývoj efektívnosti. Aj keď táto problematika nie je v odbornej literatúre predmetom častého skúmania, s podobnými zisteniami sa môžeme stretnúť napr. v práci autorov Camanho a Dysona (1999).

5. Literatúra

- [1] BERGER, A., HUMPHREY, D.: *Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research*, Philadelphia: The Wharton School, University of Pennsylvania, U.S.A., 1997
- [2] CAMANHO, AS., DYSON, RG.: *Efficiency, size, benchmarks and targets for bank branches: an application of data envelopment analysis*. In: Journal of the Operational Research Society, 1999, 50 (9), p. 903-915, ISSN: 0160-5682
- [3] CASU, B., MOLYNEUX, P.: *A comparative study of efficiency in European banking*. In: Applied Economics, 2003, 35 (17), p. 1865-1876, ISSN: 0003-6846
- [4] DARRAT, A.F., TOPUZ, C., YOUSEF, T.: *Assessing Cost and Technical Efficiency of Banks in Kuwait*, USA: Louisiana Tech University, 2002
- [5] HUDEC, O., SISÁKOVÁ, J., TARTALOVIÁ, A., ŽELINSKÝ, T.: *Štatistické metódy v ekonomických vedách*, Košice: Elfa, 2007, ISBN: 978-80-8086-059-2
- [6] JABLONSKÝ, J., DLOUHÝ, M.: *Modely hodnocení efektivnosti produkčních jednotek*, Praha: Professional Publishing, 2004, ISBN: 80-86419-49-5
- [7] JEMRIC, I., VUJCIC, B.: *Efficiency of banks in Croatia: A DEA Approach*, Zagreb: Croatian National Bank, 2002, ISBN: 1331-8586
- [8] KLIŠTIK, T.: *Kvantifikácia efektivity činností dopravných podnikov pomocou Data Envelopment Analysis*. In: E+M Ekonomie a management, 2009, 1, p. 133-145, ISSN: 1212-3609
- [9] LUPTACIK, M., BOHM, B.: *Efficiency analysis of a multisectoral economic system*. In: Central European journal of operational research, 2010, 18 (4), p. 609-619, ISSN: 1613-9178
- [10] PASTOR, J.M., PÉREZ, F., QUESADA, J.: *Efficiency analysis in banking firms: An international comparison*. In: European Journal of Operational Research, 1997, 98, p. 359-407, ISSN: 0377-2217
- [11] STAVÁREK, D.: *Zprostředkovatelská činnost bank ve střední Evropě: část 1. – Mezinárodní analýza efektivnosti*. In: Ekonomie a Management, 2005, (1), ISSN: 1212-3609
- [12] STAVÁREK, D.: *Zprostředkovatelská činnost bank ve střední Evropě: část 2. – Analýza determinantů efektivnosti*. In: Ekonomie a Management, 2005, (2), ISSN: 1212-3609
- [13] SUDZINA, F.: *Hodnotenie efektívnosti vybraných slovenských bánk pomocou Data Envelopment Analysis*. In: Zborník z medzinárodnej konferencie „Ekonomika firiem 2000“. Snina – Sninské Rybníky: PHF v Košiciach, EU v Bratislave, 2000, p. 554-558, ISBN: 80-225-1308-3
- [14] SUDZINA, F.: *Analýza obalu údajov*. In: Ekonomický časopis, 2001, 5, p. 970-984, ISSN: 0013-3035
- [15] VINCOVÁ, K.: *Využitie DEA modelov na hodnotenie efektívnosti*. In: BIATEC, 2005, 8, p. 24-28, ISSN: 1335-0900
- [16] VINCOVÁ, K.: *Meranie efektívnosti v bankovom sektore. Komparácia slovenského a českého bankového sektora*. In: Acta Academica karviniensia, 2006, 1, p. 249-260, ISSN: 1212-415X
- [17] YANG, Z.: *Bank Branch Operating Efficiency: A DEA Approach*. In: Proceedings of the International MultiConference of Engineers and Computer Scientists, 2009, Vol. II, ISBN: 978-988-17012-7-5

Adresa autora:

Ing. Kristína Kočíšová, PhD.
Ekonomická fakulta, Technická univerzita
Nemcovej 32, 040 01 Košice, Slovenská republika
kristina.kocisova@tuke.sk

Korešpondenčná analýza verejných vysokých škôl na Slovensku Correspondence analysis of public universities in Slovakia

Samuel Koróny, Štefan Hronec

Abstract: The paper deals with correspondence analysis applications to available indicators of twenty Slovak public universities from the year 2010. In analyzed indicators (students counts at education degrees, education staff counts, financial amounts of successful grants) all three universities directed at artistic education are outliers. University of J. Selye is also somewhat unique in its position.

Keywords: Public universities, Correspondence Analysis

Kľúčové slová: verejné vysoké školy, korešpondenčná analýza

JEL classification: I21, C38, C81

1. Úvod

Efektívny systém alokácie verejných finančných prostriedkov do vzdelávania je jedným zo základných atribútov jeho úspešného fungovania. V súčasnosti, keď väčšia časť vzdelávania spadá do verejného sektora, je rozhodovanie o alokácii finančných prostriedkov výsledkom subjektívnych rozhodnutí. Rozhoduje sa o ňom v politickom procese, čo má za následok nedostatok alebo prebytok finančných prostriedkov, ich nevhodnú alokáciu, ktorá sa neviaže na dosahované výkony. To vplýva negatívne nielen na kvalitu vzdelávania, ale aj na ekonomický rast samotnej krajiny. Prejavuje sa dlhodobou poddimenzovanou financovaním vzdelávania a v dôsledku nerešpektovania požiadaviek trhu práce aj neúčelné vynakladanie prostriedkov. Výsledkom vzdelávacieho procesu tak nie je napĺňanie cieľov vzdelávacej politiky, vychádzajúcich zo spoločenských potrieb. Z tohto dôvodu je nevyhnutné hľadať nové metódy hodnotenia efektívnosti verejných vysokých škôl, ktoré by dokázali objektívne prerozdeliť, v relatívnom vyjadrení, stále sa zmenšujúci balík verejných finančných prostriedkov.

Príspevok prezentuje predbežné výsledky výskumu v súlade s druhým cieľom projektu VEGA 1/0969/11 „Matematicko-ekonomické metódy hodnotenia efektívnosti verejných vysokých škôl na Slovensku“, ktorým je korešpondenčná analýza štruktúry zvolených ukazovateľov.

V druhej časti príspevku je prezentovaný zdroj dát, ich vymedzenie a dostupné analyzované ukazovatele. Táto práca bola podporovaná MŠ SR prostredníctvom projektu VEGA č. 1/0969/11 „Matematicko-ekonomické metódy hodnotenia efektívnosti verejných vysokých škôl na Slovensku“.

2. Vymedzenie materiálu skúmania

Podkladom pre spracovanie analýzy ukazovateľov verejných vysokých škôl boli údaje o štruktúre (podielov) z Výročnej správy o stave vysokého školstva za rok 2010 (vypracovaného v súlade s § 102 ods. 2 písm. c) zákona č. 131/2002 Z. z.).

Objektom skúmania sú verejné vysoké školy (ďalej „školy“) v pôsobnosti rezortu Ministerstva školstva. Analyzované boli dostupné výkonové ukazovatele za rok 2010. Špecifickým prípadom výberového súboru je Univerzita J. Selyeho v Komárne, ktorá bola založená v roku 2004. Napriek pomerne krátkemu obdobiu činnosti bola zaradená do súboru skúmaných vysokých škôl. Štátne vysoké školy, zriaďované za účelom plnenia špecifických vzdelávacích úloh v rezorte obrany, vnútra a zdravotníctva, ako aj skupina súkromných vysokých škôl neboli súčasťou výberového súboru.

Z dostupných výkonových ukazovateľov v oblasti poskytovania vysokoškolského vzdelávania boli pre potreby analýzy využité absolútne počty študentov na prvom (bakalárskom), druhom (magisterskom) a treťom (doktorandskom) stupni štúdia v oboch formách (dennej a externej).

V personálnej oblasti boli použité údaje o absolútnom počte pedagogických zamestnancov - profesorov, docentov, odborných asistentov a asistentov. Skupina - lektori nebola zahrnutá do výskumu vzhľadom na ich nulový počet v deviatich skúmaných vysokých školách.

Pre hodnotenie úrovne vedy a techniky boli využité údaje o celkových objemoch finančnej podpory na projekty VEGA, KEGA, APVV a zahraničné projekty. V ďalšej časti príspevku sú prezentované analytické postupy využité pri skúmaní problematiky.

3. Metódy skúmania

Pri spracovaní analýzy štruktúry ukazovateľov verejných vysokých škôl bola použitá exploračná korešpondenčná analýza, implementovaná v štatistických systémoch SPSS verzia 18 a NCSS verzia 2001. Korešpondenčná analýza je exploračná viacrozmerná metóda pre grafickú a numerickú analýzu kontingenčných tabuliek. Jej aplikácie sú v rôznych oblastiach ako je marketing, sociológia, vzdelávanie, archeológia a lingvistika. Korešpondenčná analýza predstavuje analýzu hlavných komponentov kategorických dát objektu skúmania (Hebák 2005).

V nasledujúcej časti sú stručne prezentované výsledky aplikácie korešpondenčnej analýzy na skúmané ukazovatele.

4. Výsledky korešpondenčnej analýzy štruktúry vybraných ukazovateľov

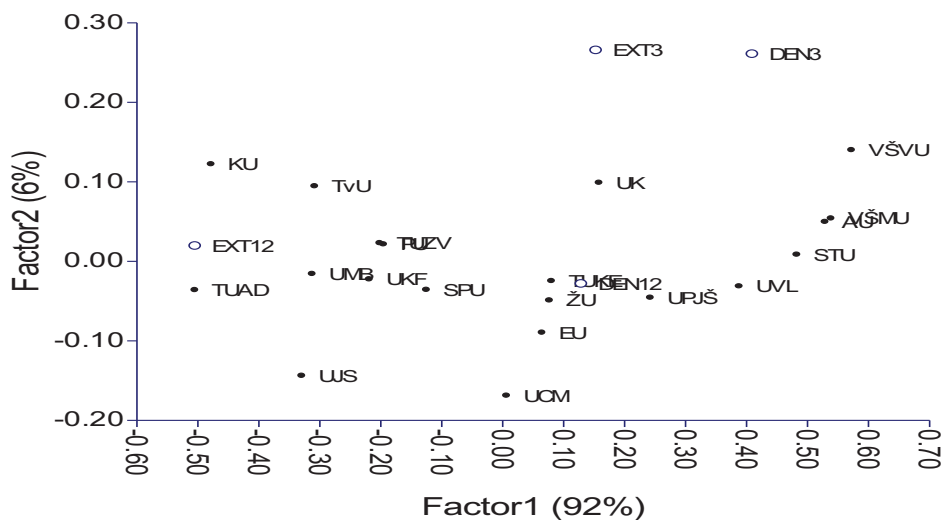
Tabuľka 1 prezentuje podiely ukazovateľa za jednotlivé vysoké školy (v %). Následne je zobrazená korešpondenčná mapa, ako hlavný výstup korešpondenčnej analýzy. Tabuľka 1 prezentuje podiely počtu študentov vo všetkých troch stupňoch (bakalárske, magisterské, doktorandské) štúdia a oboch formách (dennej a externej) na školách. Počty študentov prvého a druhého stupňa sú uvedené spolu tak, ako boli prezentované vo výročnej správe. Priemerné agregované podiely sa nachádzajú v poslednom riadku s názvom Priemer.

Priemerný podiel študentov na prvom a druhom stupni denného štúdia (DEN12) je 71,7 %. Najbližšie k nemu je UK Bratislava (74,2 %). Minimálny podiel bol zaznamenaný v prípade KU Ružomberok – 52 %, maximálnu hodnotu dosiahla AU v B. Bystrici – 89 %. Na externej forme prvého a druhého stupňa štúdia (EXT12) je priemerný podiel približne trikrát menší - 22,1 %. K uvedenej hodnote sa priblížila UCM Trnava s 20,8 %. Tri vysoké školy nemajú externé štúdium na prvom a druhom stupni: AU B. Bystrica, VŠMU a VŠVU Bratislava. Naopak najväčší podiel - 42,9 % bol zaznamenaný na TUAD Trenčín. Na treťom stupni denného štúdia (DEN3) dosiahol podiel študentov v priemere hodnotu 3,4 %. Prakticky rovnaký podiel dosiahla TUKE Košice a ŽU Žilina. Najmenší podiel 0,4 % bol zaznamenaný na UJS Komárno a najväčší (9,2 %) na VŠVU Bratislava. V prípade študentov externého doktorandského štúdia (EXT3) je to v priemere 2,8 % študentov (rovnako aj TUKE Košice) s najmenším podielom na UJS Komárno (0,3 %) a najväčším podielom na AU B. Bystrica (6,2 %).

Tabuľka 1: Podiely študentov na školách

VS	DEN12	EXT12	DEN3	EXT3
AU	89.0	0.0	4.8	6.2
EU	76.8	18.7	2.0	2.5
KU	52.0	42.2	2.3	3.5
PU	64.8	29.8	1.9	3.5
SPU	68.5	27.0	2.6	1.9
STU	87.8	2.6	6.4	3.2
TUAD	55.2	42.9	1.5	0.5
TUKE	75.3	18.6	3.3	2.8
TUZV	64.1	30.5	2.9	2.4
TvU	58.7	35.0	2.5	3.8
UCM	76.9	20.8	1.3	1.0
UJS	64.6	34.8	0.4	0.3
UK	74.2	16.3	5.7	3.9
UKF	65.0	30.8	2.0	2.2
UMB	61.5	34.9	2.0	1.7
UPJŠ	81.5	11.7	3.7	3.1
UVL	85.7	6.3	5.7	2.3
VŠMU	88.9	0.0	5.8	5.3
VŠVU	86.8	0.0	9.2	4.0
ŽU	75.8	18.7	3.3	2.2
Priemer	71.7	22.1	3.4	2.8

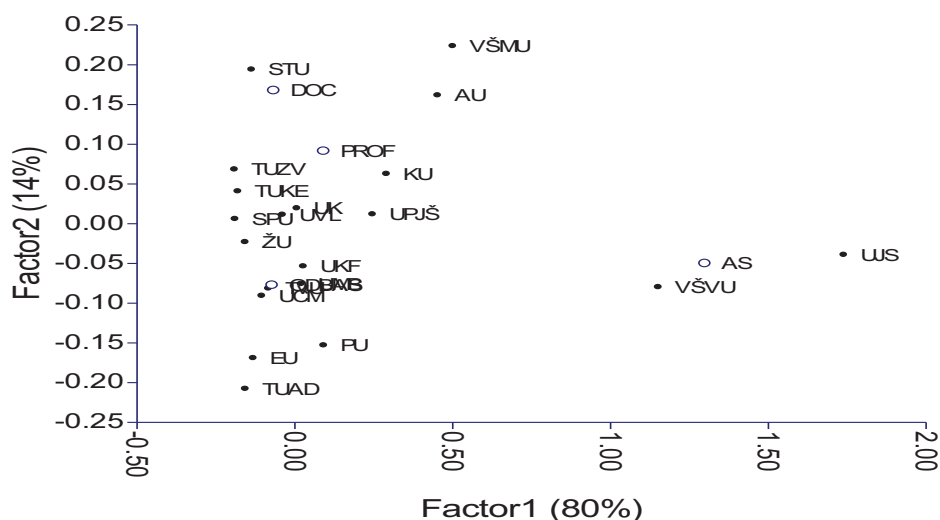
Na grafe 1 je korešpondenčná mapa podielu študentov na všetkých troch stupňoch a dvoch formách štúdia. Projekciou pôvodne štvorrozmernej tabuľky na plochu sa zachovalo 98 percent informácie. Prvá horizontálna os korešponduje s podielmi študentov na prvom a druhom stupni štúdia. Druhá vertikálna os s podielmi študentov doktorandského štúdia. V pravej časti grafu sa nachádzajú tri umelecky orientované školy, ktoré nemajú externých študentov na prvom a druhom stupni štúdia. Najbližšie k nim je STU Bratislava, ktorá má relatívne malý podiel externých študentov. Vľavo sú školy, ktoré majú vysoké podiely externistov na prvých dvoch stupňoch štúdia. Blízko k bodu (0,0) sa nachádzajú vysoké školy TUKE, ŽU, EU a SPU, ktoré sa vyznačujú podielmi podobnými, ako sú priemerné agregované podiely.

*Graf 1: Korešpondenčná mapa podielu študentov*

V tabuľke 2 sú prezentované podiely ukazovateľov charakterizujúcich počty pedagogických zamestnancov škôl. Priemerný podiel profesorov (PROF) je na úrovni 14,4 %. Rovnaký podiel má UKF Nitra. Minimálny podiel bol zaznamenaný (8,6 %) na PU Prešov, naopak maximálny 33,3 % na AU B. Bystrica. Zhruba o polovicu väčší (21,4 %) je priemerný podiel docentov (DOC). Takmer rovnaký podiel má ŽU Žilina. Najmenší podiel je na UJS Komárno (11,4 %) a najväčší na STU Bratislava (30,2 %). V ukazovateli odborných asistentov (ODBAS) je najnižší podiel opäť zaznamenaný na UJS Komárno (32,9 %) a najvyšší v Trenčíne (72,8 %). Najbližšie k priemeru (60,8 %) je TUZV Zvolen (61,2 %). Priemerný podiel asistentov (AS) je 3,4 % (rovnako aj UK Bratislava). Technické univerzity v Košiciach a Zvolene nemajú asistentov. Najväčší podiel asistentov je na UJS Komárno (34,2 %).

Tabuľka 2: Podiely pedagogických zamestnancov na školách

VS	PROF	DOC	ODBAS	AS
AU	33.3	14.6	42.7	9.4
EU	11.1	16.7	70.8	1.4
KU	16.8	21.9	53.0	8.4
PU	8.6	18.6	67.1	5.8
SPU	12.0	23.6	64.1	0.2
STU	14.1	30.2	54.9	0.9
TUAD	11.6	14.7	72.8	0.9
TUKE	15.3	22.9	61.8	0.0
TUZV	13.6	25.3	61.2	0.0
TvU	15.2	17.6	65.5	1.8
UCM	17.3	15.8	65.8	1.2
UJS	21.5	11.4	32.9	34.2
UK	14.8	21.9	59.8	3.5
UKF	14.4	19.0	62.7	3.9
UMB	14.0	18.4	63.8	3.8
UPJŠ	18.1	18.9	55.6	7.4
UVL	12.3	23.4	61.4	2.9
VŠMU	19.1	26.8	42.3	11.9
VŠVU	15.2	15.2	45.5	24.2
ŽU	13.6	21.2	64.5	0.6
Priemer	14.4	21.4	60.8	3.4



Graf 2: Korešpondenčná mapa podielu pedagogických zamestnancov

Korešpondenčná mapa podielu pedagogických zamestnancov je prezentovaná na grafe 2. Projekciou štvorrozmernej tabuľky na plochu sa zachovalo 94 percent informácie. Prvá os korešponduje s podielmi počtu zamestnancov na pozícii odborný asistent a asistent. Druhá os s podielmi počtu zamestnancov vo funkcii profesor a docent. V pravej časti grafu sa vydeľujú dve školy (UJS a VŠVU), ktoré majú relatívne veľmi veľký podiel asistentov. Ostatné školy sú rozptýlené od dole umiestnenej TUAD s malými podielmi profesorov aj docentov až po STU a VŠMU s veľkými podielmi docentov.

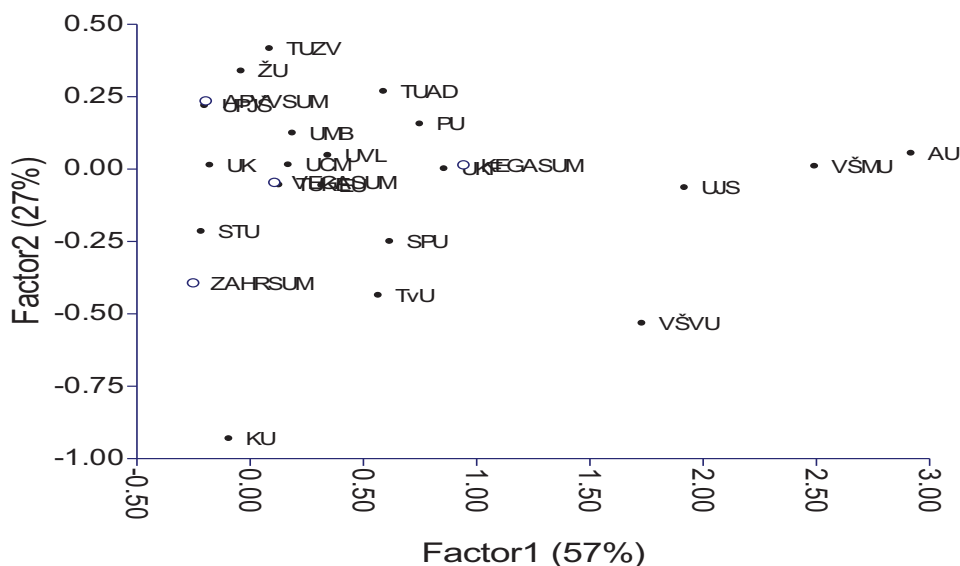
Tabuľka 3 prezentuje výstupy vedy a techniky vo forme podielov celkového objemu finančnej podpory na projekty. Priemerný podiel celkového finančného objemu na projekty VEGA je 35,2 %. Podobný podiel má TUKE Košice. Minimálny nulový podiel je na umelecky orientovaných školách AU a VŠVU. Maximálny (67,1 %) je na SPU Nitra. V prípade projektov KEGA je priemerný podiel s hodnotou 8,4 % (rovnako aj TUZVO Zvolen). Najmenší bol zaznamenaný na UK Bratislava (3,3 %) a naopak najväčší (100 %) na AU B. Bystrica. Mierne väčší oproti projektom VEGA je priemerný podiel APVV projektov (38 %). Najbližšie k tejto hodnote je UCM Trnava. Žiadnu finančnú podporu na projekty APVV nezískali AU, VŠMU a VŠVU. Naopak najvyšší podiel má ŽU (54,3 %). Financie na projekty zo zahraničných zdrojov opäť nezískali AU a VŠMU, ale aj TUAD. Na druhej strane VŠVU má druhý najvyšší podiel zahraničných projektov. Priemerný podiel je pritom 18,3 %, podobne aj na UCM Trnava.

Tabuľka 3: Podiely finančných objemov podporených projektov

VS	VEGASUM	KEGASUM	APVVSUM	ZAHRSUM
AU	0.0	100.0	0.0	0.0
EU	51.1	12.9	24.3	11.7
KU	20.8	11.5	10.8	56.9
PU	34.5	29.4	30.4	5.8
SPU	67.1	17.1	5.9	10.0
STU	31.7	3.8	35.3	29.2
TUAD	44.3	21.9	33.8	0.0
TUKE	34.8	12.2	33.8	19.2
TUZV	41.6	8.3	49.4	0.7
TvU	43.6	22.7	8.6	25.1
UCM	27.0	15.5	38.5	19.0
UJS	22.2	65.9	5.6	6.3
UK	35.8	3.3	41.5	19.4
UKF	33.3	33.0	23.2	10.5
UMB	42.4	11.4	36.5	9.7
UPJŠ	28.7	4.3	52.1	14.9
UVL	51.1	13.5	27.6	7.8
VŠMU	16.5	83.5	0.0	0.0
VŠVU	0.0	67.8	0.0	32.3
ŽU	26.8	9.2	54.3	9.8
Priemer	35.2	8.4	38.0	18.3

Na grafe 3 je zobrazená korešpondenčná mapa celkového objemu finančnej podpory na projekty. Zo štvorrozmernej tabuľky sa zachovalo 84 percent informácie. Prvá os súvisí s podielmi celkového objemu finančnej podpory na projekty KEGA a VEGA. Druhá os s podielmi finančných objemov na projekty APVV a projekty zo zahraničia. V pravej časti grafu sa vydeľujú štyri školy (AU, VŠMU, UJS a VŠVU), ktoré majú relatívne veľmi veľký podiel finančnej podpory na KEGA projekty. Okolo bodu zobrazujúceho objem finančnej podpory na projekty zo zahraničia (ZAHRSUM) sa nachádzajú školy KU, STU, SPU a TvU.

Ide o školy s veľkými podielmi finančnej podpory na zahraničné projekty. Nad nimi sú školy s relatívne veľkými podielmi finančnej podpory na VEGA projekty.



Graf 3: Korešpondenčná mapa podielu finančných objemov na projekty

5. Záver

Na základe voľne dostupných údajov Ministerstva školstva SR bola uskutočnená exploračná korešpondenčná analýza stavu v štruktúre vybraných ukazovateľov verejných vysokých škôl na Slovensku za rok 2010. Z dostupných vhodných ukazovateľov sme použili: počty študentov na všetkých troch stupňoch a dvoch formách štúdia, počty pedagogických zamestnancov (profesorov, docentov, odborných asistentov, asistentov) a celkové objemy finančnej podpory na projekty VEGA, KEGA, APVV a zahraničné projekty.

Z výsledkov analýzy vyplýva, že tri umelecky zamerané vysoké školy (AU B. Bystrica, VŠVU a VŠMU Bratislava) sa v skúmaných podielových ukazovateľoch zreteľne vydeľujú od ostatných. Platí to aj o UJS Komárno, ktorá sa tiež nachádza mimo ostatných verejných vysokých škôl. Výsledky výskumu odhalili disproporcie vo výkonových ukazovateľoch jednotlivých verejných vysokých škôl. Prekrytím získaných výsledkov možno bližšie skúmať najvýraznejšie rozdiely, ktoré je následne potrebné porovnať s rozpočtovými prostriedkami, ktoré plynú týmto vysokým školám z kapitoly Ministerstva školstva. Uvedeným postupom možno získať významné informácie potrebné k riešeniu celkovej efektívnosti verejných vysokých škôl.

6. Literatúra

HEBÁK, P. A KOL. 2005. Vícerozměrné statistické metody (3). Praha : Informatorium, 2005. ISBN 80-7333-039-3

Adresa autora:

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

Doc. Ing. Štefan Hronec, PhD.
Ekonomická fakulta UMB
Tajovského 10
974 01 Banská Bystrica
Email: stefan.hronec@umb.sk

Google Motion Chart ako nástroj vizualizácie ekonomicko-environmentálnych disparít na Slovensku

Google Motion Chart as a Visualization Tool for Economic-Environmental Disparities in Slovakia

Pavol Kráľ, Miroslav Hužvár

Abstract: Google Motion Chart is discussed as a visualization tool in the context of economic-environmental disparities among Slovak regions.

Key words: Google Motion Chart, Visualisation, Economic-Environmental Disparities.

Kľúčové slová: Google Motion Chart, vizualizácia, ekonomicko-environmentálne disparity.

JEL classification: C18

1. Úvod

Štandardnou súčasťou identifikácie a analýzy ekonomicko-environmentálnych disparít je použitie metód deskriptívnej štatistiky. Sú to najmä miery variability, koncentrácie a vizualizácia s využitím krabicových grafov (angl. box plot) a bodových grafov (angl. scatterplot). Jednou z nevýhod týchto metód je, že sa zvyčajne obmedzujú na charakterizovanie vývoja každého zvoleného indikátora ekonomicko-environmentálnych disparít izolovane, nie v kontexte zmien ostatných sledovaných indikátorov. Naviac, hoci dvojrozmerné bodové grafy umožňujú pomocou zmeny veľkosti a farby symbolu v grafe pomerne prehľadným spôsobom zobraziť súčasne až štyri indikátory, na charakterizovanie dynamiky vývoja ukazovateľov v určitom časovom období je ich zvyčajne potrebné skonštruovať veľké množstvo. Toto množstvo sa ešte znásobí, ak je potrebné hľadať vhodnú kombináciu priradení prvkov grafu jednotlivým indikátorom. Náročnosť vizualizácie tak v takýchto prípadoch často neguje jej prínos pre lepšie pochopenie skúmanej problematiky. Na úrovni deskriptívnej štatistiky je možné tento problém čiastočne prekonať využitím tzv. pohyblivých grafov (angl. motion charts). Tento typ grafov zjednodušene predstavuje dynamizáciu bodových grafov, pričom prechod medzi pôvodnými statickými bodovými grafmi je lineárny. Okrem toho sú pohyblivé grafy zvyčajne interaktívne a umožňujú nám podľa potrieb meniť grafickú reprezentáciu jednotlivých indikátorov. Príkladom použitia pohyblivých grafov pre vizualizáciu rôznych socioekonomických, ekonomicko-environmentálnych a demografických údajov sú aplikácie Trend Compass (Trend Compass, 2011), Euro eXplorer (Euro eXplorer, 2011) a Gapminder (Gapminder 2011). Žiaľ, tieto aplikácie sú buď komerčné a majú vysokú obstarávaciu cenu (Trend Compass, Euro eXplorer), alebo sú síce voľne dostupné, ale môžu pracovať len s vopred vymedzenou skupinou dátových množín, bez možnosti pridávať svoje vlastné dáta (Gapminder World). V prípade, že chceme zaradiť pohyblivé grafy do svojho portfólia nástrojov, ponúka sa nám alternatíva v podobe Google Motion Charts. V tomto príspevku použijeme tento nástroj pri vizualizácii ekonomicko-environmentálnych disparít v rámci regiónov Slovenskej republiky.

2. Dátová množina

Základným zdrojom údajov pre identifikáciu regionálnych ekonomicko-environmentálnych disparít sú štatistické zisťovania Štatistického úradu SR (ŠÚ SR), ktoré Ministerstvo životného prostredia SR (MŽP SR, 2008, s. 268) publikuje každoročne v Správe o stave životného prostredia ako environmentálne príjmy a výdavky s vnútorným členením na

investičné náklady, vnútropodnikové náklady a výnosy z ochrany životného prostredia. Tieto ukazovatele sú v Slovenskej republike dostupné na úrovni NUTS 3 (Švihlová, 2011). V tabuľkách 1 - 4 sú uvedené zodpovedajúce údaje za roky 1999-2008 poskytnuté ŠÚ SR.

Tabuľka 1 : Investície na ochranu životného prostredia (mil. Sk)

Kraj	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
BA	6946,423	1631,379	2287,330	5529,907	2399,597	2232,405	1616,136	2223,744	2121,156	2144,246
TT	212,748	280,537	254,170	384,073	276,346	187,307	525,361	1116,053	708,614	735,787
TN	264,638	349,203	378,467	321,812	218,283	244,742	332,859	486,418	355,652	640,394
NR	2708,952	252,568	373,157	485,006	293,100	456,784	639,523	1191,410	1228,652	1079,423
ZA	703,956	265,597	376,478	548,558	328,666	394,155	1735,357	2353,729	1681,070	2717,020
BB	271,376	347,006	448,010	490,541	459,972	408,801	941,579	688,686	623,122	1192,293
PO	184,556	188,637	224,805	348,147	256,531	133,953	231,635	706,980	514,063	316,586
KE	314,216	632,292	859,017	835,921	1083,726	3331,478	2453,849	1247,638	1569,105	852,420

Prameň: Štatistický úrad, 2009, prevzaté z (Švihlová, 2011).

Tabuľka 2 : Vnútropodnikové náklady na ochranu životného prostredia (mil. Sk)

Kraj	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
BA	2456,353	2186,751	3949,542	4078,967	4236,099	3339,655	2838,757	11032,011	1947,913	1549,096
TT	446,572	133,418	164,842	839,962	304,322	604,333	706,416	509,551	663,934	651,546
TN	137,387	115,786	164,797	187,962	121,913	120,442	134,232	156,017	182,628	432,818
NR	1963,710	386,806	246,966	338,557	643,852	673,963	827,758	853,510	1017,442	934,739
ZA	190,119	194,718	172,529	141,654	171,944	259,831	236,249	560,394	439,888	1082,307
BB	158,493	365,189	224,832	211,352	297,151	338,667	937,472	277,578	359,421	421,753
PO	80,219	83,711	127,416	76,755	177,426	205,321	316,126	381,948	474,249	654,522
KE	324,964	186,873	506,953	546,719	214,824	219,561	443,935	800,302	495,453	689,675

Prameň: Štatistický úrad, 2009, prevzaté z (Švihlová, 2011).

Tabuľka 3 : Poplatky a platby štátnym orgánom a organizáciám na ochranu ŽP (mil. Sk)

Kraj	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
BA	4655,984	1723,038	2046,356	1931,208	2153,157	438,998	2924,235	2213,656	2145,384	1461,885
TT	28,352	72,715	16,581	34,362	31,908	45,154	53,978	100,112	2725,350	37,736
TN	51,927	49,521	46,866	52,370	67,731	101,893	92,090	92,785	89,745	83,526
NR	353,891	34,086	33,815	32,200	60,949	109,907	124,044	199,280	170,545	146,701
ZA	119,974	116,492	104,457	434,821	155,870	178,194	152,700	113,475	174,738	187,413
BB	66,152	80,527	89,165	82,334	122,509	223,764	94,715	100,469	142,475	155,198
PO	88,646	92,898	81,622	68,664	113,713	149,870	150,998	241,776	203,885	75,771
KE	90,771	120,089	236,380	283,105	285,411	244,536	752,483	971,596	407,362	404,918

Prameň: Štatistický úrad, 2009, prevzaté z (Švihlová, 2011).

Tabuľka 4 : Výnosy z ochrany životného prostredia (mil. Sk)

Kraj	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
BA	74,537	90,866	199,814	295,015	671,728	1717,293	1514,799	2846,958	2210,177	2740,217
TT	37,353	67,155	79,690	512,630	526,561	956,775	1379,264	953,941	1138,384	1227,487
TN	46,712	55,018	61,121	42,977	209,862	408,066	278,476	372,895	505,904	1051,239
NR	21,849	43,508	72,998	10,799	224,286	560,740	788,428	851,732	1049,652	1418,056
ZA	98,970	51,434	83,694	66,507	241,314	417,258	762,608	792,911	953,612	2007,232
BB	65,696	56,210	91,773	31,299	166,103	1188,724	1148,315	668,180	521,716	1134,086
PO	60,481	82,289	88,357	90,427	153,064	414,751	498,868	481,504	499,219	768,314
KE	546,674	699,228	695,090	717,995	270,408	670,220	1493,110	1036,516	1220,066	1592,117

Prameň: Štatistický úrad, 2009, prevzaté z (Švihlová, 2011).

Indikátory z tabuliek 1-4 boli analyzované v (Švihlová, 2011) s využitím vybraných metód deskriptívnej štatistiky, zhlukovej analýzy a DEA. Túto analýzu doplníme o vizualizáciu dynamiky vývoja s využitím pohyblivých grafov.

3. Pohyblivý graf Google Motion Chart a vizualizácia ekonomicko-environmentálnych disparít v Slovenskej republike

Google Motion Chart (Google Chart Tools, 2011) je voľne dostupnou open source alternatívou pre konštrukciu pohyblivých grafov. Umožňuje súčasne zobrazovať vývoj štyroch zvolených indikátorov (reprezentuje ich os x , os y , veľkosť symbolu a jeho farba) v čase. Dynamický efekt je dosiahnutý lineárnym prechodom medzi bodovými grafmi reprezentujúcimi skutočne namerané údaje. Graf je čiastočne interaktívny a umožňuje používateľovi meniť priradenie indikátorov k elementom grafu a rýchlosť lineárneho prechodu. Používateľ si tiež môže zvoliť regióny, ktoré ho primárne zaujímajú.

Konštrukcia tohto typu grafu je možná prostredníctvom aplikácie Google Docs, kde pri použití dokumentu typu Spreadsheet je k dispozícii voľba Insert Gadget. Podmienkou je, že dáta, ktoré chceme zobraziť, sú už v dokumente Spreadsheet vložené a majú vhodný formát. Technické detaily je možné nájsť v (Google Chart Tools, 2011). Pokiaľ nechceme alebo z licenčných dôvodov nemôžeme dáta spracovať prostredníctvom aplikácií Google Docs, je možné využiť štatistický systém R (R Development Core Team, 2011) a R balíček googleVis (Gesmann, 2011), ktorý implementuje Google Visualisation API (Google Chart Tools, 2011).

Google Motion Chart pre dáta z tabuliek 1-4 je možné nájsť na adrese <http://tinyurl.com/4xmkt3p>.

V základnom nastavení os x reprezentuje investície na ochranu životného prostredia, os y reprezentuje výnosy z ochrany životného prostredia, veľkosť symbolov reprezentuje vnútropodnikové náklady na ochranu životného prostredia a farba symbolu poplatky a platby štátnym orgánom a organizáciám na ochranu životného prostredia. Reprezentáciu jednotlivých ukazovateľov môže čitateľ v prípade záujmu meniť. Počiatočný stav grafu reprezentuje rok 1999. Z grafu je zrejmé, že v r. 1999 sa výnosmi z ochrany životného prostredia odlišoval košický región, pričom ostatné regióny boli na približne rovnakej úrovni. Poplatky a platby štátnym orgánom a organizáciám na ochranu životného prostredia boli výrazne vyššie v bratislavskom regióne, pričom pre ostatné regióny boli opäť na približne rovnakej úrovni. Vnútropodnikovými nákladmi na ochranu životného prostredia sa výrazne odlišovali nitriansky a bratislavský región. V investíciách na ochranu životného prostredia dominoval bratislavský región, nasledovaný nitrianskym a žilinským regiónom.

Po spustení animácie je zrejmé, že z hľadiska poplatkov a platieb štátnym orgánom a organizáciám na ochranu životného prostredia došlo k poklesu rozdielu medzi bratislavským regiónom a ostatnými regiónmi. Rozdiely medzi regiónmi navzájom sa výraznejšie neprehlbili. Vzhľadom na ukazovateľ vnútropodnikové náklady došlo postupne k zníženiu rozdielov medzi jednotlivými regiónmi. V investíciách na ochranu životného prostredia sa postupne znížil odstup bratislavského regiónu a prehlbili sa rozdiely medzi regiónmi navzájom. K najväčšej diferenciacii došlo medzi regiónmi vzhľadom na ukazovateľ výnosy z ochrany životného prostredia. Z animácie je ďalej možné usúdiť, že investície na ochranu životného prostredia sa prejavujú na postupnom raste výnosov z ochrany životného prostredia, pričom tento rast sa prejavuje s odstupom jedného až dvoch rokov. Celkovo skonštruovaný graf indikuje prehľbovanie ekonomicko-environmentálnych disparít medzi regiónmi Slovenskej republiky.

4. Záver

Príspevok prezentuje možnosti využitia nástroja Google Motion Chart pri vizualizácii vývoja ekonomicko-environmentálnych disparít v Slovenskej republike. Pri vizualizácii boli použité absolútne údaje za jednotlivé regióny Slovenskej republiky (na úrovni NUTS 3), pričom sme abstrahovali napríklad od rozdielného počtu ekonomických subjektov v regiónoch a pod. V budúcnosti sa plánujeme zamerať na analýzu možností využitia ďalších nástrojov z portfólia Google Chart Tools pri vizualizácii ekonomicko-environmentálnych disparít.

5. Literatúra

- [1]EURO EXPLORER, <http://www.ncomva.se/flash/explorer/euro/>, 20. 9. 2011
- [2]GAPMINDER WORLD, <http://gapminder.org> , 20.9.2011
- [3]GESMANN, M, DE CASTILLO, D. 2011. googleVis: Using the Google Visualisation API with R. R package version 0.2.4. <http://CRAN.R-project.org/package=googleVis>
- [4]GOOGLE CHART TOOLS, <http://code.google.com/apis/chart/interactive/docs/gallery/motionchart.html>, 20. 9. 2011
- [5]MŽP SR. 2008. Správa o stave životného prostredia SR v roku 2008. Bratislava, Banská Bystrica : MŽP SR, Slovenská agentúra životného prostredia. 2008. ISBN 978-80-88833-53-6.
- [6]R DEVELOPMENT CORE TEAM 2011. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. 2004 ISBN3-900051-07-0, <http://www.R-project.org/>.
- [7]ŠVIHLOVÁ, D. ET AL. 2011. Environmentálna politika a regionálne disparity. Banská Bystrica: EF UMB, 2011. 100 s. v recenznom konaní
- [8]TREND COMPASS, http://www.epicsyst.com/test/v2/mastercard_vs_visa/, 20. 9. 2011

Adresa autora (-ov):

RNDr. Pavol Kráľ, PhD.
Tajovského 10
975 90 Banská Bystrica
pavol.kral@umb.sk

RNDr. Miroslav Hužvár, PhD.
Tajovského 10
975 90 Banská Bystrica
miroslav.huzvar@umb.sk

Názory študentov LF UK a FaF UK na fajčenie zdravotníkov Opinion of students LF UK and FaF UK on smoking medical workers

Erika Macháčová, Ján Luha

Abstract: In this article we present results from survey about opinion young people, university students, on questions concerning smoking medical workers. We present answers from university students Faculty of Medicine and Faculty of Pharmacy.

Key words: opinion, university students, smoking medical workers, comparison, Fisher's exact test.

Kľúčové slová: názory, univerzitní študenti, fajčenie zdravotníkov, porovnanie, Fisherov exaktný test.

JEL Classification: C1, C12, C14, J10, J11.

1. Úvod

V príspevku uvádzame ďalšiu časť výsledkov vlastného prieskumu názorov mladých ľudí, univerzitných študentov, ktorí odpovedali na 43 otázok o fajčení. Výskum sme realizovali pomocou štandardizovaného dotazníka zameraného na študentov medicíny, ošetrovateľstva, zubného lekárstva a farmácie používaného v projekte „GLOBAL HEALTH PROFESSIONAL STUDENTS SURVEY“.

Príspevok nadväzuje na predchádzajúce tri príspevky [8, 9, 10], v ktorých sme vyhodnocovali odpovede na otázky študentov, či už experimentovali s fajčením, veku ich prvej skúsenosti s cigaretou a ich názorov, na fajčenie študentov v priestoroch fakulty, na pasívne fajčenie a uplatňovanie zákazu fajčenia v rôznych priestoroch.

Dotazník, okrem demografických znakov (fakulta, forma štúdia, ročník štúdia, pohlavie a vek), obsahoval 40 meritórnych otázok zameraných na niektoré problémy ohľadne fajčenia.

V tomto príspevku hodnotíme názory na otázky, ktoré sa týkali fajčenia zdravotníkov.

Výsledky odpovedí respondentov sú závažnou výpoveďou, pretože ide o študentov fakúlt, ktorí v rámci štúdia sú oboznamovaní s dôsledkami fajčenia na zdravie.

Základom štatistickej analýzy sú frekvenčné tabuľky a pri komparáciách kontingenčné tabuľky a Fisherov exaktný test a Chí-kvadrát test.

2. Základné charakteristiky prieskumu

Základné parametre prieskumu sú podrobne rozvedené v práci Macháčová E., Luha J. (2011a). Táto štúdia sa uskutočnila v období od novembra 2009 do decembra 2010. Do prieskumu bolo zaradených 1215 študentov, a to 981 z Lekárskej fakulty Univerzity Komenského v Bratislave (LF UK) a 234 študentov z Farmaceutickej fakulty UK Bratislava (Fa F UK).

Z 981 študentov LF UK bolo 930 poslucháčov všeobecného lekárstva a 51 študentov zubného lekárstva. Z FaF UK - 234 študentov boli všetci z tretieho ročníka programu farmácia. Z 981 študentov LF UK zaradených do prieskumu študovalo v prvom ročníku 345 študentov, v treťom 309 a v piatom ročníku 327 poslucháčov všeobecného lekárstva. Z 51 študentov zubného lekárstva bolo 24 z prvého ročníka a 27 z tretieho ročníka.

V dotazníku odpovedali študenti na 8 otázok, ktoré súvisia s fajčením zdravotníkov:

Majú byť zdravotníci zvlášť školení o technikách na odvykanie od fajčenia?

Majú zdravotníci slúžiť ako príklad svojim pacientom a verejnosti?

Mali by zdravotníci rutinne radiť svojim pacientom, ktorí fajčia, aby prestali fajčiť?

Mali by zdravotníci rutinne radiť svojim pacientom, ktorí užívajú iné tabakové výrobky aby ich prestali užívať?

(Škála odpovedí: 1=áno, 2=nie)

Je úlohou zdravotníkov dávať rady a informácie pacientom ohľadne odvykania od fajčenia?

(Škála odpovedí: 1=rozhodne áno, 2=asi áno, 3=asi nie, 4=nie)

Zvyšuje sa šanca úspešného ukončenia fajčenia u pacienta, ak mu zdravotník poradí aby prestal?

Zdravotníci, ktorí fajčia, poradia s menšou pravdepodobnosťou svojim pacientom, aby prestali fajčiť?

Zdravotníci, ktorí užívajú žuvací tabak, šňupací tabak, cigarety, fajku, či vodnú fajku poradia s menšou pravdepodobnosťou svojim pacientom, aby prestali fajčiť?

(Škála odpovedí: 1=áno, 2=nie).

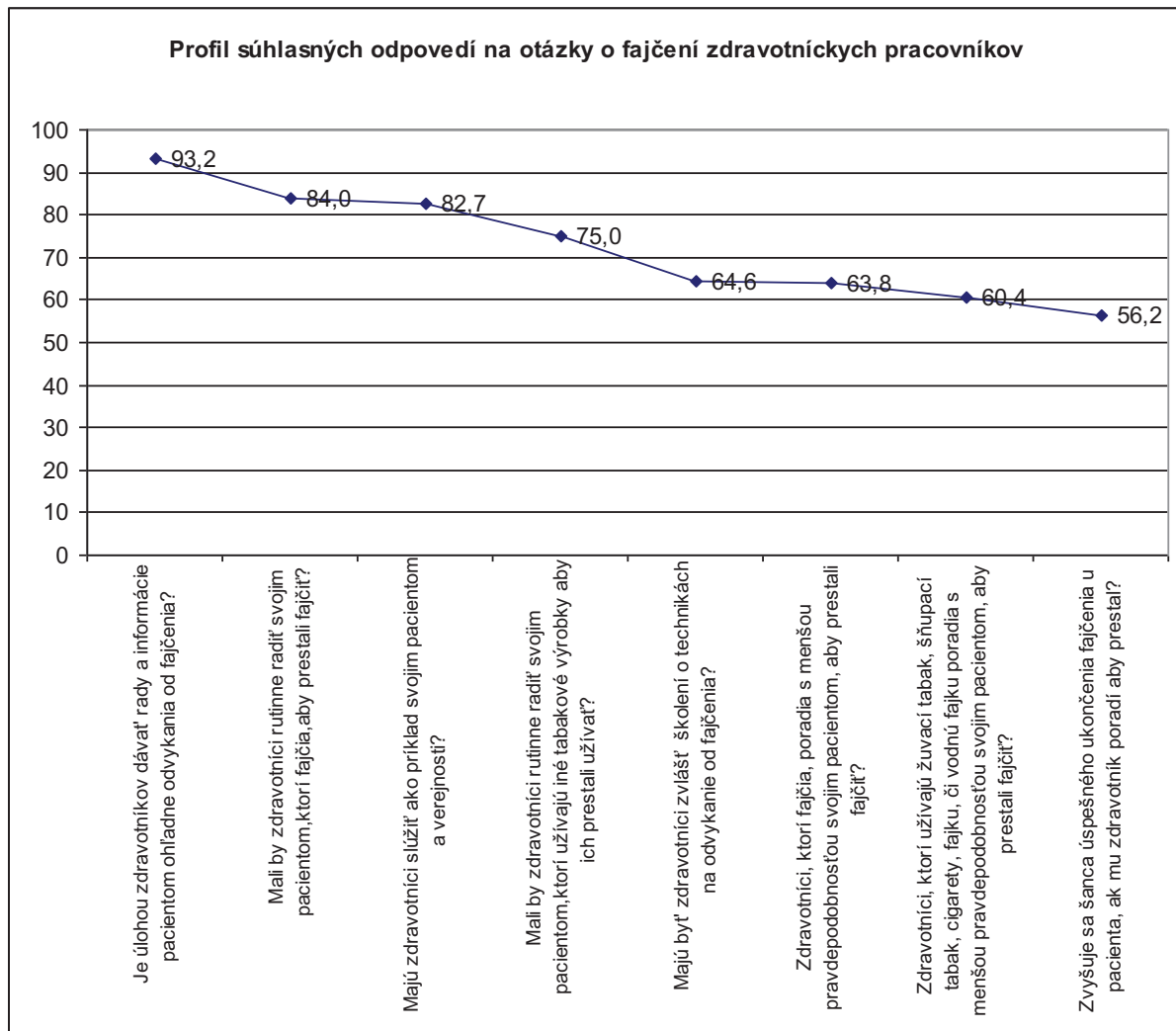
3. Názory študentov LF UK

Na všetky hore uvedené otázky odpovedalo 981 študentov troch ročníkov LFUK. Výsledky odpovedí študentov 3. ročníka FaF UK uvidíme pri komparácii s 3. ročníkom LF UK. Pri otázkach skúmajúcich názory študentov na fajčenie zdravotníckych pracovníkov bola škála odpovedí áno/nie, iba pri otázke „Je úlohou zdravotníkov dávať rady a informácie pacientom ohľadne odvykania od fajčenia?“ „jemnejšia škála.“. 57,70% študentov odpovedalo - rozhodne áno, asi áno - 35,47% , asi nie - 5,40% a rozhodne nie - 1,43 % študentov. Kvôli možnosti zjednodušiť komparácie sme aj túto škálu transformovali do škály áno/nie. Výsledky sú prezentované prehľadne v grafe 1.

Na otázku „Je úlohou zdravotníkov dávať rady a informácie pacientom ohľadne odvykania od fajčenia?“ odpovedalo kladne 93,2% študentov LF UK, na otázku „Mali by zdravotníci rutinne radiť svojim pacientom, ktorí fajčia, aby prestali fajčiť?“ je percento pozitívnych odpovedí 84,0%. Kladné odpovede študentov na nasledujúce otázky majú klesajúci trend. Na otázky: „Majú zdravotníci slúžiť ako príklad svojim pacientom a verejnosti?“ vyjadrilo súhlas 82,7% študentov, „Mali by zdravotníci rutinne radiť svojim pacientom, ktorí užívajú iné tabakové výrobky aby ich prestali užívať?“ - 75,0%, „Majú byť zdravotníci zvlášť školení o technikách na odvykanie od fajčenia?“ - 64,6%, „Zdravotníci, ktorí fajčia, poradia s menšou pravdepodobnosťou svojim pacientom, aby prestali fajčiť?“ - 63,8%, „Zdravotníci, ktorí užívajú žuvací tabak, šňupací tabak, cigarety, fajku, či vodnú fajku poradia s menšou pravdepodobnosťou svojim pacientom, aby prestali fajčiť?“ iba 60,4% študentov. Na otázku „Zvyšuje sa šanca úspešného ukončenia fajčenia u pacienta, ak mu zdravotník poradí aby prestal?“ odpovedalo kladne najmenej študentov - 56,2% .

Percento pozitívneho postoja študentov na fajčenie zdravotníckych pracovníkov sa percentuálne zvyšuje s vyšším ročníkom štúdia, čo súvisí aj so získanými vedomosťami o nebezpečenstve fajčenia.

Graf 1: Profil súhlasných odpovedí na otázky o fajčení zdravotníkov (usporiadané podľa podielu kladných odpovedí)

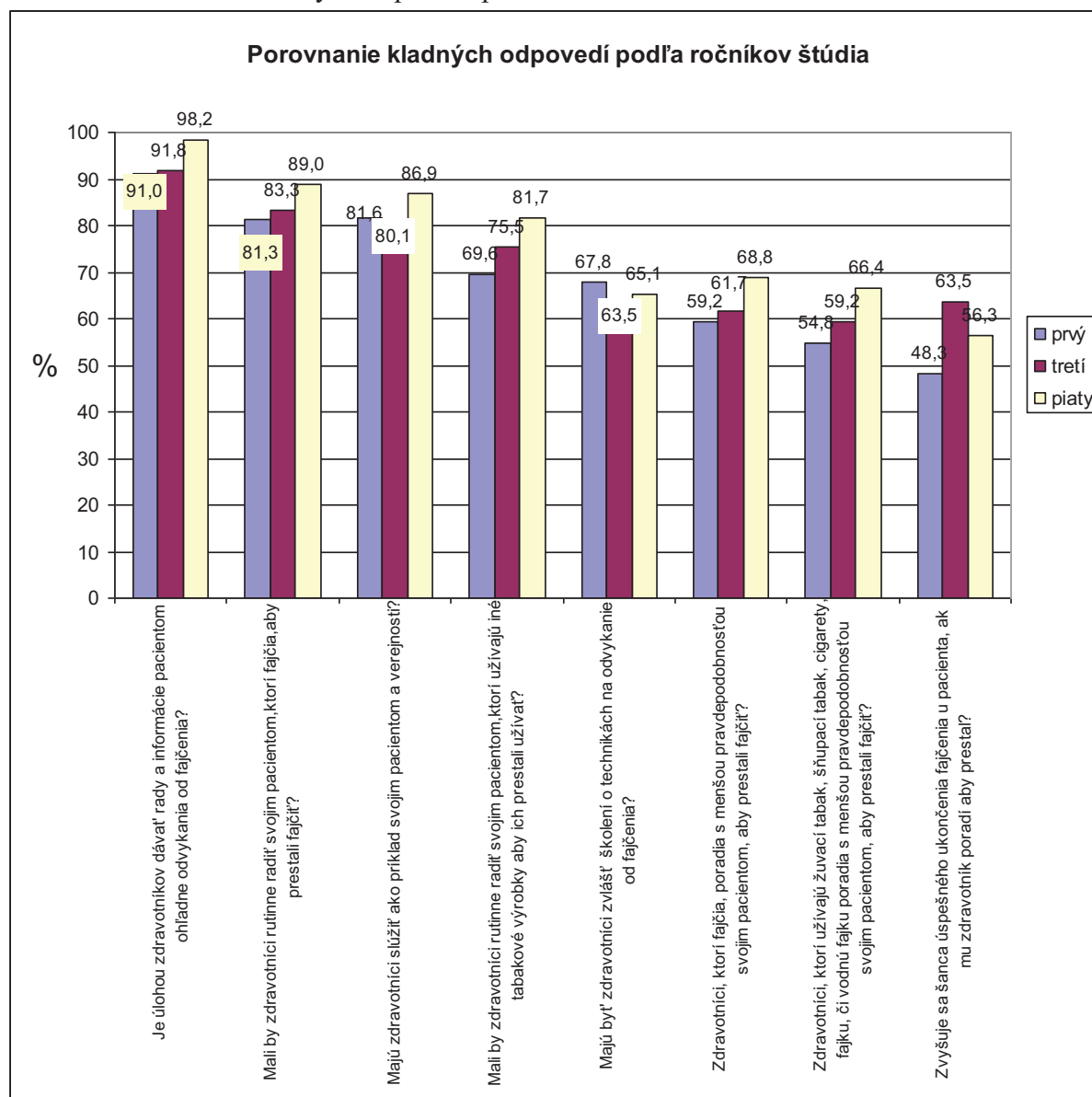


4. Komparácia názorov všeobecného lekárstva LF UK podľa ročníkov

V ročníkoch 1., 3., a 5. bol výskum realizovaný u 930 študentov všeobecného lekárstva LF UK, preto budeme komparovať výsledky podľa ročníkov iba u nich. Na komparáciu výsledkov podľa ročníkov štúdia sme vypočítali kontingenčné tabuľky a Fisherov exaktný test. Výsledky prezentujeme v grafe 2. **Štatisticky signifikantné rozdiely sú pri otázkach, kde P-hodnota Fisherovho exaktného testu je menšia ako 0,05.** Výsledky testovania sú nasledovné: Otázka „Je úlohou zdravotníkov dávať rady a informácie pacientom ohľadne odvykania od fajčenia?“ $P=0,000$, nasleduje otázka „Mali by zdravotníci rutinne radiť svojim pacientom, ktorí fajčia, aby prestali fajčiť?“, $P=0,016$, potom nasledujú otázky v klesajúcom podiele kladných odpovedí: Otázka „Majú zdravotníci slúžiť ako príklad svojim pacientom a verejnosti?“ $P=0,059$ (na hranici signifikantnosti), „Mali by zdravotníci rutinne radiť svojim pacientom, ktorí užívajú iné tabakové výrobky aby ich prestali užívať?“ $P=0,002$, „Majú byť zdravotníci zvlášť školení o technikách na odvykanie od fajčenia?“ $P=0,519$, „Zdravotníci, ktorí fajčia, poradia s menšou pravdepodobnosťou svojim pacientom, aby prestali fajčiť?“ $P=0,030$, „Zdravotníci, ktorí užívajú žuvací tabak, šňupací tabak, cigarety, fajku, či vodnú fajku poradia s menšou pravdepodobnosťou svojim pacientom, aby prestali fajčiť?“ $0,100$

a najmenšia podpora bola zistená pri otázke „Zvyšuje sa šanca úspešného ukončenia fajčenia u pacienta, ak mu zdravotník poradí aby prestal?“ a $P=0,001$.

Graf 2: Porovnanie kladných odpovedí podľa ročníkov štúdia



5. Komparácia názorov študentov zubného lekárstva LF UK podľa ročníkov 1. a 3.

Na rovnaké otázky odpovedali aj študenti zubného lekárstva prvého a tretieho ročníka. Výsledky komparácie nie sú štatisticky významné, hoci faktické rozdiely sa nájdu. Vzhľadom na malé rozsahy súborov (24 a 27) sme použili na testovanie Fisherov exaktný test. Rozdiely medzi dvoma ročníkmi študentov zubného lekárstva nie sú štatisticky významné, i keď pri niektorých otázkach boli zistené faktické rozdiely. Výsledky sú v prehľadnej tabuľke.

Keďže ide o študentov zubného lekárstva nižších ročníkov uvedenie si závažnosti zdravotných následkov z fajčenia a pasívneho fajčenia sa zvyšuje získavaním informácií počas celého štúdia.

Tabuľka 1. Percento kladných odpovedí na otázky o fajčení zdravotníkov podľa ročníkov štúdia

ročník	Zvyšuje sa šanca úspešného ukončenia fajčenia u pacienta, ak mu zdravotník poradí aby prestal?	Zdravotníci, ktorí užívajú žuvací tabak, šňupací tabak, cigarety, fajku, či vodnú fajku poradia s menšou pravdepodobnosťou svojim pacientom, aby prestali fajčiť?	Zdravotníci, ktorí fajčia, poradia s menšou pravdepodobnosťou svojim pacientom, aby prestali fajčiť?	Majú byť zdravotníci zvlášť školení o technikách na odvykanie od fajčenia?	Mali by zdravotníci rutinne radiť svojim pacientom, ktorí užívajú iné tabakové výrobky aby ich prestali užívať?	Majú zdravotníci slúžiť ako príklad svojim pacientom a verejnosť?	Mali by zdravotníci rutinne radiť svojim pacientom, ktorí fajčia, aby prestali fajčiť?	Je úlohou zdravotníkov dávať rady a informácie pacientom ohľadne odvykania od fajčenia?
prvý	70,8	66,7	70,8	54,2	58,3	75,0	75,0	83,3
tretí	59,3	63,0	74,1	40,7	66,7	77,8	69,2	81,5

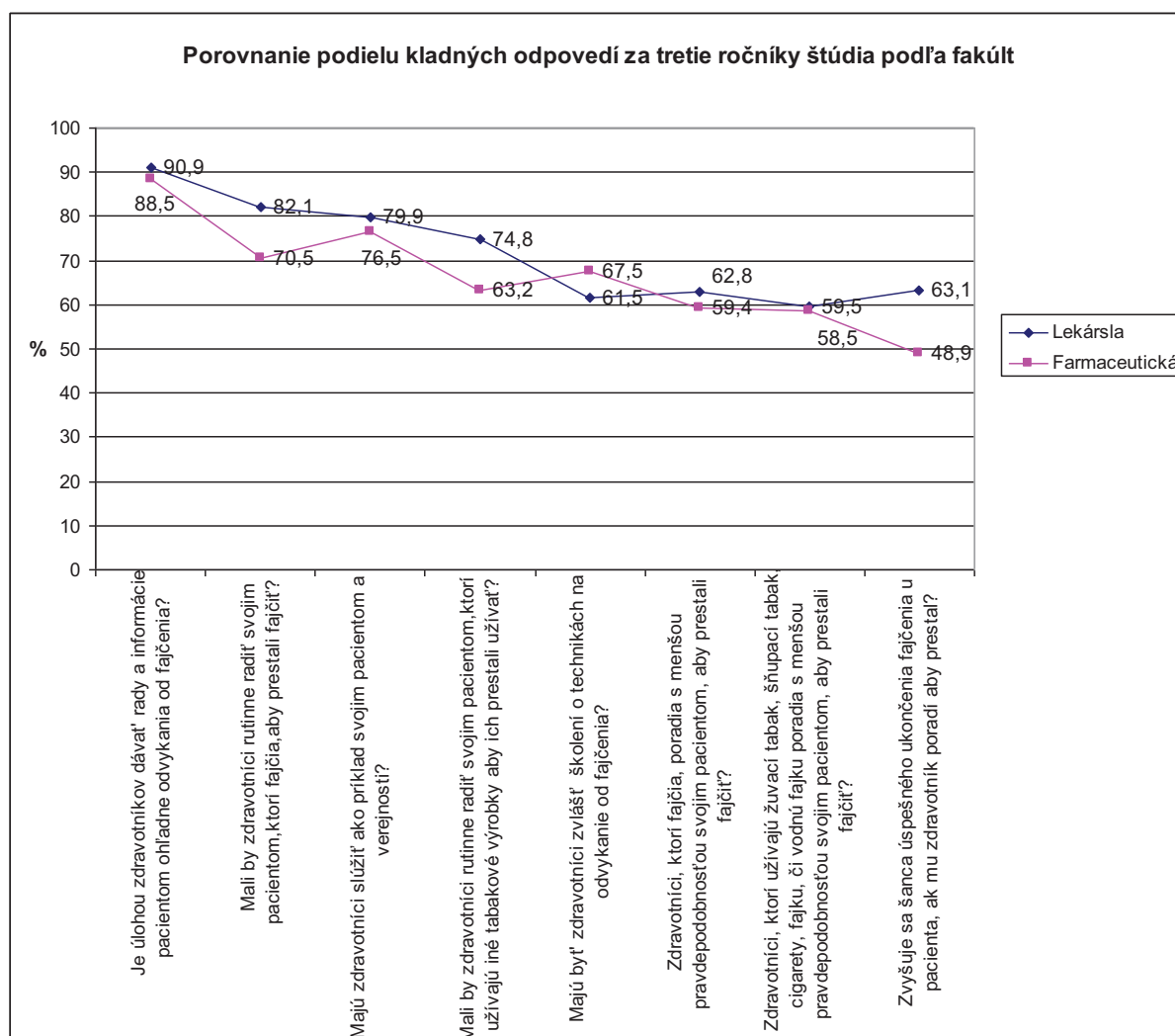
6. Komparácia názorov študentov 3. ročníka LF UK a študentov 3. ročníka FaF UK

Na Farmaceutickej fakulte odpovedali na otázky štandardizovaného dotazníka iba študenti tretieho ročníka (234 respondentov), preto komparujeme ich odpovede so študentmi 3. ročníka LF UK (309 respondentov). Na komparáciu znovu použijeme kontingenčné tabuľky a Fisherov exaktný test. Výsledky prezentujeme v grafe 3. Hodnoty Fisherovho exaktného testu za jednotlivé otázky sú prehľadne v tabuľke 2.

Tabuľka 2. P-hodnoty Fisherovho exaktného testu

P-hodnota Fisher	0,001	0,860	0,425	0,150	0,005	0,343	0,002	0,389
fakulta	Zvyšuje sa šanca úspešného ukončenia fajčenia u pacienta, ak mu zdravotník poradí aby prestal?	šňupací tabak, cigarety, fajku, či vodnú fajku poradia s menšou pravdepodobnosťou svojim pacientom, aby prestali fajčiť?	Zdravotníci, ktorí fajčia, poradia s menšou pravdepodobnosťou svojim pacientom, aby prestali fajčiť?	Majú byť zdravotníci zvlášť školení o technikách na odvykanie od fajčenia?	Mali by zdravotníci rutinne radiť svojim pacientom, ktorí užívajú iné tabakové výrobky aby ich prestali užívať?	Majú zdravotníci slúžiť ako príklad svojim pacientom a verejnosť?	Mali by zdravotníci rutinne radiť svojim pacientom, ktorí fajčia, aby prestali fajčiť?	Je úlohou zdravotníkov dávať rady a informácie pacientom ohľadne odvykania od fajčenia?

Graf 3: Porovnanie podielu kladných odpovedí študentov tretích ročníkov podľa fakúlt



7. Záver

U poslucháčov medicíny sa percento tohto pozitívneho postoja zvyšuje s ročníkom štúdia. Uvedomenie si závažnosti zdravotných následkov fajčenia a pasívneho fajčenia je pravdepodobne dôsledok získavania informácií počas štúdia o škodlivých účinkoch tabaku na ľudské zdravie ako aj rizika vzniku závislosti. Fajčenie budúcich lekárov a farmaceutov je preto tým závažnejšie, že nemožno očakávať od tých, ktorí sami nerešpektujú zákon 406/2009 o ochrane nefajčiarov, že vo svojej budúcej praxi budú robiť systematickú primárnu prevenciu či už detí alebo dospelých.

8. Literatúra

- [1] Kozák J.T (2000): Mezinárodní konference SZO o tabáku a zdraví, Čas. Lék. čes., 139, 5, pp.158, 2000.
- [2] Glantz S. A., Parmley W. W. (1995): Passive Smoking and Heart Disease. Mechanisms and Risk, Jama, 273, pp.1047-1053, 1995.
- [3] Baška T. (2008): Prevencia užívania tabaku u školskej mládeže. Národná koalícia pre kontrolu tabaku v SR v spolupráci s Jesseniovou lekárskou fakultou v Martine, UK v Bratislave. 1. vydanie, Martin 2008. 64 s. ISBN: 978-80-969767-1-3.

- [4] Kanji G. K. (2006): 100 Statistical Tests. 3rd Eddition. SAGE 2006.
- [5] Luha, J. (1985): Testovanie štatistických hypotéz pri analýze súborov charakterizovaných kvalitatívnymi znakmi. STV Bratislava 1985.
- [6] Luha J. (2009): Matematicko-štatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 3/2009. SŠDS Bratislava 2009. ISSN 1336-7420.
- [7] Luha J. (2010): Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.
- [8] Macháčová E., Luha J. (2011a): Názory študentov LF UK a FaF UK na fajčenie. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2011. SŠDS Bratislava 2011. ISSN 1336-7420.
- [9] Macháčová E., Luha J. (2011b): Názory študentov LF UK a FaF UK na fajčenie v priestoroch fakulty. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 3/2011. SŠDS Bratislava 2011. ISSN 1336-7420.
- [10] Macháčová E., Luha J. (2011c): Názory študentov LF UK a FaF UK na fajčenie zdravotníkov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 4/2011. SŠDS Bratislava 2011. ISSN 1336-7420.
- [11] Macháčová E., Ševčíková L., Baráková A. (2000): Fajčenie ako jeden z rizikových faktorov kardiovaskulárnych ochorení. In: Profesionalita & Progres & Podpora zdravia. Fragment z dejín LFUK, Bratislava, E & J s.r.o. 2000, s. 121-124. ISBN 80-968419-1-2.
- [12] Redhamer R.: Fajčenie a zdravie. Slovak Academic Press, spol. s r.o., Bratislava, 2007, 158 s. ISBN 978-80-8095-017-0.
- [13] Riffenburg R. H.: Statistics in Medicine, Second Edition. Academic Press 2005.
- [14] Ševčíková L., Argalášová L., Liu YH., Jurkovičová J., Štefaniková Z., Macháčová E., Rosinský J., Gregušová A., Karpatová E., Kuruc Š., Majzonová M., Zajacová M., Salamonová M., Šimko G., Zenka M., Weitzman M. : Ohrozenie zdravia školských detí vystavených pasívnemu fajčeniu.

Adresa autorov:

Erika Macháčová MUDr., PhD.
Ústav epidemiológie LF UK, Bratislava
erika.machacova@fmed.uniba.sk

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

Práca bola podporená grantom VEGA 1/0135/09.

Vplyv hospodárskej krízy na fiškálny vývoj v Českej republike a Slovenskej republike Economic Crisis and Fiscal Development in the Czech Republic and Slovak republic

Rajmund Mirdala

Abstract: Czech republic and Slovak republic are currently exposed to the various aspects of the economic crisis. Negative macroeconomic development followed by this external shock resulted in economic downturn, higher unemployment and disinflation. While the overall economic openness of both countries during the pre-crisis period has been considered as one of the most crucial channel of a convergence process toward old EU member countries, in the time of crisis it even accelerated a transmission of suppressive impulses. Poor macroeconomic performance was followed soon by a negative development of the public finance resulted in a sharp increase of a fiscal deficit.

In the paper we observe main trends in development of selected fiscal variables in the Czech republic and Slovak republic during the period 2000-2010 with the objective to emphasize the economic crisis effects on economic and public finance development.

Key words: economic crisis, fiscal policy, fiscal deficit, government expenditures, government revenues, tax revenues, fiscal impulse

Kľúčové slová: hospodárska kríza, fiškálna politika, fiškálny deficit, vládne výdavky, daňové príjmy, fiškálny impulz

JEL classification: C32, E62

1. Úvod

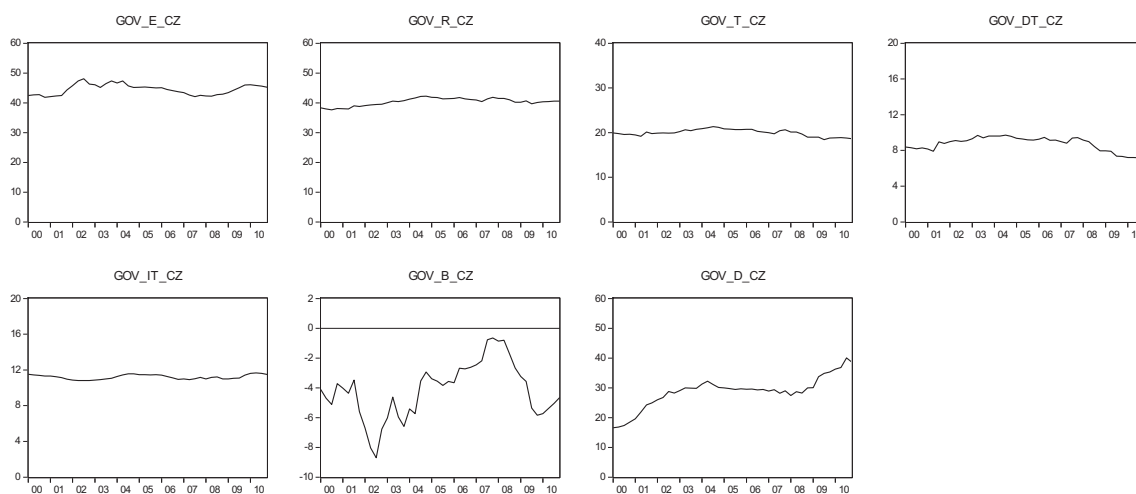
Hospodárska kríza negatívne zasiahla národné hospodárstva bez ohľadu na stupeň ich ekonomickej vyspelosti. Spomedzi faktorov, ktoré zásadným spôsobom ovplyvnili intenzitu prenosu dopadov hospodárskej recesie na jednotlivé ekonomiky, sa s odstupom času ako najzásadnejšie javia ekonomická otvorenosť a štruktúra tvorby celkového outputu. Vyššia úroveň diverzifikácie agregátnej ponuky a nižší stupeň celkovej funkčnej otvorenosti možno v tomto kontexte vnímať ako dôležitý atribút zvyšujúci odolnosť ekonomiky voči exogénnym šokom. Ani táto skutočnosť však nezabezpečuje dostatočnú izolovanosť krajiny od vonkajšieho vývoja v prípade intenzívneho a plošného pôsobenia obzvlášť silných štruktúrnych šokov.

Komplexnosť problémov, ktoré so sebou priniesla hospodárska kríza, orientuje pozornosť ekonómov nielen na priame efekty stabilizačných a stimulačných hospodársko-politických opatrení. Podstatným činiteľom sú aj finančné dôsledky prijímaných rozhodnutí v podmienkach silnejúcej potreby konsolidácie verejných financií. Finančná disciplína národných vlád v predchádzajúcich obdobiach pritom, v podobe rozpočtových obmedzení, zásadným spôsobom determinuje stimulačný potenciál fiškálnych politík v krízou dotknutých krajinách.

2. Vývoj základných parametrov fiškálnych politík

Analýza základných parametrov fiškálnej politiky v Českej republike a Slovenskej republike v rokoch 2000-2010 nám umožní posúdiť východiskovú finančnú pozíciu národných vlád v období nástupu hospodárskej krízy.

Vývoj základných parametrov fiškálnej politiky v Českej republike v rokoch 2000-2010 zachytáva obrázok 1. Po období pomerne vysokých fiškálnych deficitov v rokoch 2002-2004 sa Českej republike podarilo, až do obdobia nástupu hospodárskej krízy, nasledovať trend postupného znižovania fiškálnej nerovnováhy. Sprievodným javom tohto trendu bola aj celková stabilizácia úrovne hrubého verejného dlhu na úrovni okolo 30 percent HDP.



Obrázok 1: Základné parametre fiškálnej politiky (Česká republika)

Poznámka: Vybrané fiškálne ukazovatele - vládne výdavky (GOV_E_CZ), vládne príjmy (GOV_R_CZ), daňové príjmy (GOV_T_CZ), príjmy z priamych daní (GOV_DT_CZ), príjmy z nepriamych daní (GOV_IT_CZ), vládny deficit (GOV_B_CZ), vládny dlh (GOV_D_CZ) - sú vyjadrené ako percentuálny podiel na HDP.

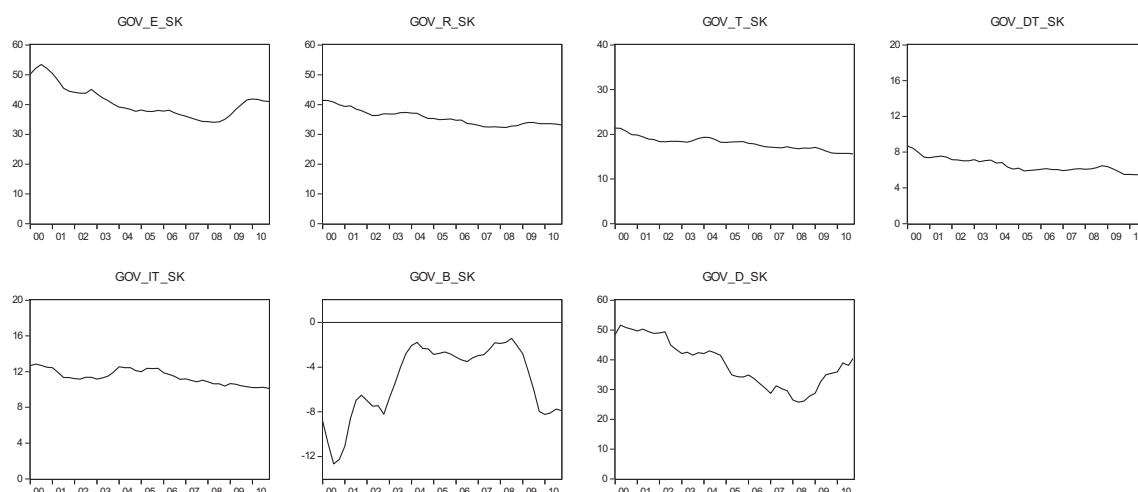
Prameň: Zostavené autorom na základe: Eurostat - Government Finance Statistics (jún 2011), MMF - Government Finance Statistics (jún 2011) a MMF - International Financial Statistics (jún 2011).

Česká republika patrí medzi krajiny s pomerne vysokou mierou prerozdelenia zdrojov prostredníctvom verejného sektora. Podiel verejných výdavkov pritom celé sledované obdobie prevyšoval úroveň 40 percent. Pozitívny trend fiškálneho hospodárenia bol sprevádzaný miernym znižovaním podielu verejných výdavkov na HDP pri relatívnej stabilizácii podielu vládnych príjmov na HDP. Napriek uvedenej skutočnosti sa podiel celkových daňových príjmov na HDP počnúc rokom 2004 mierne znižoval, čo bolo dôsledkom znižovania podielu príjmov z priamych daní pri relatívnom zachovaní podielu príjmov z nepriamych daní.

Vplyv hospodárskej krízy sa v Českej republike prejavil začiatkom roku 2008, keď sa rast HDP v jednotlivých štvrtrokoch roku 2008 znížil v priemere oproti roku 2007 o vyše 3,5 percentuálneho bodu (od roku 2003 až do nástupu hospodárskej krízy rástol HDP Českej republika na základe štvrtročných údajov v priemere takmer 5,5 percent na ročnej báze). Výrazné zhoršenie fiškálneho hospodárenia bolo sprevádzané rastom hrubého verejného dlhu. Zatiaľ čo príjmy z priamych daní pod vplyvom hospodárskej krízy klesali nielen v absolútnom vyjadrení, ale aj relatívne k HDP, príjmy z nepriamych daní sa po stagnácii (v

absolútnom aj relatívnom vyjadrení) v roku 2008 začali od roku 2009 mierne zvyšovať. Objem celkových daňových príjmov tak v rokoch 2008-2009 zaznamenal absolútny pokles pri súčasnom zrýchlení tempa rastu vládnych výdavkov.

Vývoj základných parametrov fiškálnej politiky v Slovenskej republike v rokoch 2000-2010 zachytáva obrázok 2. Zlý stav fiškálneho hospodárenia všeobecnej vlády Slovenskej republiky na začiatku sledovaného obdobia možno pripísať doznievajúcim dôsledkom výraznej vonkajšej a vnútornej nerovnováhy z rokov 1996-1998. Spomalenie tempa rastu reálneho HDP v rokoch 1999-2000 (priemerné tempo rastu reálneho HDP na štvrtročnej báze dosahovalo len 0,7 percenta) a rast nezamestnanosti prispeli k prehĺbeniu rozpočtového deficitu všeobecnej vlády až na úroveň vyše 12,5 percenta HDP v treťom štvrtroku roku 2000. Trend znižovania fiškálneho deficitu narušil volebný rok 2002, pričom následná konsolidácia verejných financií prispela k zníženiu jeho podielu na HDP až na úroveň 1,8 percenta v koncom druhého štvrtroku roku 2004. Napriek rýchlemu ekonomickému rastu sa fiškálny deficit Slovenskej republiky v rokoch 2005 (Sociálna poisťovňa, zdravotné poisťovne, samosprávy) a 2006 (zdravotné poisťovne, samosprávy) mierne zvýšil, k čomu prispelo aj zarátanie nákladov na dôchodkovú reformu. Napriek negatívnemu vývoju fiškálneho hospodárenia na začiatku sledovaného obdobia sa hrubý verejný dlh Slovenskej republiky v rámci celého predkrízového obdobia znižoval, k čomu prispelo najmä použitie príjmov z privatizácie.



Obrázok 2: Základné parametre fiškálnej politiky (Slovenská republika)

Poznámka: Vybrané fiškálne ukazovatele - vládne výdavky (GOV_E_SK), vládne príjmy (GOV_R_SK), daňové príjmy (GOV_T_SK), príjmy z priamych daní (GOV_DT_SK), príjmy z nepriamych daní (GOV_IT_SK), vládny deficit (GOV_B_SK), vládny dlh (GOV_D_SK) - sú vyjadrené ako percentuálny podiel na HDP.

Prameň: Zostavené autorom na základe: Eurostat - Government Finance Statistics (jún 2011), MMF - Government Finance Statistics (jún 2011) a MMF - International Financial Statistics (jún 2011).

Slovenská republika vykazovala v rámci predkrízového obdobia pozitívny trend znižovania podielu verejných výdavkov na HDP. Za hlavné faktory znižovania vplyvu vlády na prerozdeľovaní zdrojov v ekonomike možno v roku 2001 považovať absolútne znižovanie objemu vládnych výdavkov a v nasledujúcich rokoch rýchlejšie tempo rastu reálneho HDP v porovnaní s dynamikou rastu verejných výdavkov. Obdobný trend sme mohli zaznamenať aj na strane verejných príjmov, ktoré v rámci celého predkrízového obdobia absolútne rástli (s výnimkou tretieho štvrtroka roku 2001 a prvého a druhého štvrtroka roku 2002), avšak ich

dynamika nedosahovala tempo rastu reálneho HDP. Vývoj daňových príjmov kopíroval tendenciu vo vývoji vládnych príjmov. Znižovanie ich podielu na HDP pritom, aj napriek ich absolútnemu rastu, možno vnímať ako znižovanie daňovej kapacity ekonomiky, keďže tempo rastu daňových príjmov zaostávalo za dynamikou reálneho HDP (tento trend možno čiastočne pripísať rastúcej úlohe exportu v agregovanom dopyte, ako dôsledku pôsobenia priamych zahraničných investícií, keďže na exportovanú produkciu sa dane z produktov neuplatňujú). Tak ako v prípade daňových príjmov, aj podiel príjmov z priamych daní na HDP vykazoval v rámci celého predkrízového obdobia klesajúcu tendenciu. Kým podiel príjmov z nepriamych daní na HDP od druhej polovice roku 2001 až do polovice roku 2003 stagnoval, zvýšenie vybraných sadzieb nepriamych daní s účinnosťou od druhej polovice roku 2003, ako aj zavedenie rovnej dane od roku 2004, prispeli k miernemu nárastu ich podielu na HDP. Od druhej polovice roku 2005 sa už najmä dôsledkom zvýšenia dynamiky rastu reálneho HDP podiel príjmov z nepriamych daní na HDP znižoval.

Ekonomika Slovenskej republiky vykazovala od roku 2001 až po koniec tretieho štvrtroka roku 2008 priemerné tempo rastu HDP na štvrtročnej báze na úrovni takmer 6,4 percenta, pričom od druhej polovice roku 2004 po tretí štvrtrok roku 2008 reálny ekonomický rast dosahoval v priemere úroveň až takmer 8,2 percenta. Spomalenie tempa rastu reálneho HDP sa začalo prejavovať už začiatkom roku 2008, pričom dôsledkom pôsobenia hospodárskej krízy sa reálny prírastok HDP v poslednom štvrtroku roku 2008 medzikvartálne zvýšil len o 1,6 percenta a v roku 2009 už reálny HDP absolútne klesal. Vplyvom hospodárskej krízy sa zhoršil aj vývoj hospodárenia všeobecnej vlády, keď koncom roku 2008 došlo k zmene pozitívneho trendu vo vývoji fiškálneho deficitu, ktorý koncom prvého štvrtroka roku 2010 dosiahol úroveň 8,2 percenta HDP. Zhoršenie výkonnosti ekonomiky Slovenskej republiky, spoločne s oneskorenou reakciou vlády na výdavkovej strane jej centrálného rozpočtu, viedlo k výraznému zvýšeniu podielu vládnych výdavkov na HDP. Naproti tomu trend klesania podielu vládnych príjmov na HDP sa nástupom hospodárskej krízy zastavil, pričom podiel daňových príjmov na HDP aj napriek výraznému prepadu výkonnosti ekonomiky v roku 2009 naďalej klesal, pričom tento pokles sa už v roku 2010 zastavil. Dôsledkom pôsobenia hospodárskej krízy výraznejší pokles podielu na HDP v roku 2009 zaznamenali príjmy z priamych daní, menej intenzívne klesali príjmy z daní nepriamych, zatiaľ čo v roku 2010 sa podiel príjmov z oboch typov daní stabilizovali. Zhoršenie fiškálneho hospodárenia dôsledkom vplyvu hospodárskej krízy zastavili v Slovenskej republike trend znižovania podielu hrubého verejného dlhu na HDP, ktorý až do konca sledovaného obdobia nepretržite rástol a koncom roku 2010 dosiahol hodnotu takmer 41 percent HDP.

3. Fiškálny impulz

Fiškálny impulz možno zaradiť medzi komplexnejšie indikátory vplyvu fiškálnej politiky na reálny output (Caraiani, 2007). Základnou črtou tohto ukazovateľa je posúdenie meniaceho sa vplyvu fiškálneho rozpočtu na reálny ekonomický vývoj (Garrett - Graddy - Jackson, 2008).

V tejto časti príspevku využijeme metodologický postup MMF, ktorý fiškálny impulz zaraďuje medzi indikátory pravidelne publikované v rámci WEO (World Economic Outlook). Na základe tohto prístupu je rast vládnych výdavkov presahujúci tempo rastu potenciálneho produktu ekonomiky vnímaný ako prejav expanzívnej fiškálnej politiky, zatiaľ čo rast vládnych príjmov presahujúci tempo rastu potenciálneho produktu ekonomiky je vnímaný ako prejav reštriktívnej fiškálnej politiky. Takto vymedzený pohľad na vládne príjmy a výdavky

je implementovaný do ukazovateľa fiškálneho impulzu, ktorý podľa metodiky MMF možno vyjadriť nasledovným spôsobom:

$$FI = \Delta G - g_0 \Delta Y_p - \Delta T - t_0 \Delta Y \quad (1)$$

kde FI je fiškálny impulz, G sú vládne výdavky, g_0 je pomer vládnych výdavkov k potenciálnemu HDP vo východiskovom roku, T sú vládne príjmy, t_0 je pomer vládnych príjmov ku skutočnému HDP vo východiskovom roku a operátor Δ vyjadruje prvú diferenciu, resp. zmenu.

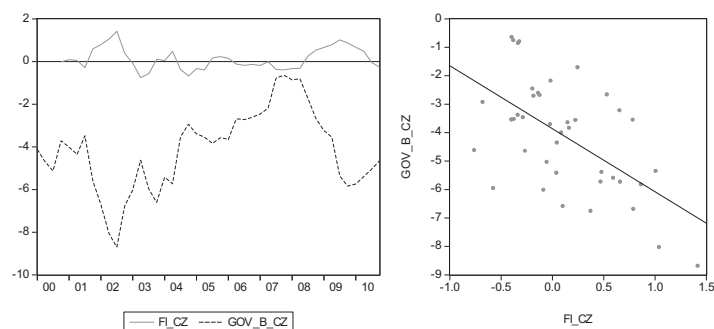
Fiškálny impulz odráža diskkrétne zmeny v rozpočtovej pozícii verejného sektora voči ekonomike danej krajiny. Jeho hlavnou nevýhodou je, že v neupravenej podobe indikátora vplýva na vývoj primárneho deficitu aj pôsobenie hospodárskeho cyklu na daňové príjmy a vládne výdavky. Prezentovaný indikátor fiškálneho impulzu¹ vo vzťahu (1) je odvodený od modelu cyklicky neutrálneho fiškálneho rozpočtu, ktorý vo svojej základnej podobe rozlišuje medzi zmenami v objeme vládnych príjmov a výdavkov, ktoré sú spojené s cyklickou fluktuáciou outputu ekonomiky a zmenami, ktoré odrážajú hospodársko-politické rozhodnutia. Vychádzajúc z uvedeného je za účelom výpočtu fiškálneho impulzu potrebné vychádzať z tzv. cyklického efektu rozpočtu (CEB), ktorý z fiškálneho deficitu v danom roku vyextrahuje cyklicky neutrálny fiškálny deficit:

$$CEB = G - T - g_0 Y_p - t_0 Y \quad (2)$$

Aj keď sme fiškálny impulz zaradili medzi komplexnejšie indikátory charakteru fiškálnej politiky, nejednotná metodika jeho výpočtu môže viesť k nejednoznačnosti interpretácie jeho veľkosti. Na obrázku 3 a 4 uvádzame prehľad vývoja fiškálneho impulzu a fiškálneho deficitu Českej republiky a Slovenskej republiky v období rokov 2001-2010. Z podstaty obidvoch ukazovateľov pritom vyplýva, že rast fiškálneho impulzu by mal viesť k nárastu fiškálneho deficitu, t.j. rast vplyvu vlády na domácu ekonomiku vyvolaný diskrétnymi zásahmi by mal viesť k prehlbovaniu záporného salda fiškálneho rozpočtu (bez pôsobenia predovšetkým cyklických faktorov by sa teda krivky obidvoch premenných mali vyvíjať „zrkadlovo“). Na druhej strane však zvyšovanie fiškálneho deficitu nemusí automaticky implikovať rast fiškálneho impulzu, keďže prehlbovanie fiškálneho deficitu môže byť vyvolané aj pôsobením faktorov (cyklický vývoj ekonomiky, platba úrokov zo štátneho dlhu a pod.), od vplyvu ktorých je fiškálny impulz očistený. Možno teda konštatovať, že čím vyšší je koeficient korelácie medzi fiškálnym impulzom a fiškálnym deficitom v absolútnej hodnote, tým väčší sa zvyšovanie fiškálneho deficitu prejavuje nárastom fiškálneho impulzu, a teda tým väčší je fiškálny deficit ovplyvnený zámernými diskrétnymi opatreniami vlády.

Obrázok 3 zachytáva vzájomný vzťah medzi vývojom fiškálneho impulzu a fiškálneho deficitu v Českej republike.

¹ Indikátor fiškálneho impulzu vo vzťahu (1) už v sebe zahŕňa úpravu o cyklický efekt fiškálneho rozpočtu. Pre bližšie informácie k metodike odvodenia indikátora fiškálneho impulzu pozri [4].



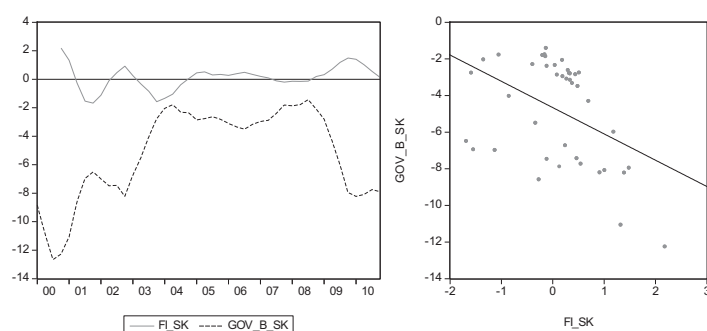
Obrázok 3: Fiškálny impulz a fiškálny deficit (Česká republika)

Poznámka: Ľavý obrázok - fiškálny impulz (FI_CZ) a fiškálny deficit (GOV_B_CZ) sú vyjadrené ako percentuálny podiel na HDP, kladné (záporné) hodnoty fiškálneho impulzu odrážajú fiškálnu expanziu (reštrikciu), pravý obrázok - regresná krivka vzťahu medzi fiškálnym impulzom a fiškálnym deficitom.

Prameň: Výpočty autora.

Na základe vývoja vzájomného vzťahu fiškálneho impulzu a fiškálneho deficitu v Českej republike počas rokov 2001 až 2010 je zrejmé, že zmeny vo vývoji fiškálneho deficitu sa v prvej polovici predkrízového obdobia premietali do zmien vo veľkosti fiškálneho impulzu len vo výrazne redukovanej podobe. Napriek výrazne negatívnemu vývoju fiškálneho hospodárenia bol tak fiškálny impulz v tom čase málo výrazný, čo naznačuje, že podiel diskretných vládnych zámerov na vytváranom fiškálnom deficite nebol dominantný. V druhej polovici predkrízového obdobia možno pri klesajúcom fiškálnom deficite sledovať tendenciu mierneho znižovania fiškálneho impulzu. Vplyvom hospodárskej krízy sa fiškálne hospodárenie v Českej republike výrazne zhoršilo, avšak fiškálny impulz vzrástol len s podstatne miernejšou intenzitou. Koeficient korelácie fiškálneho deficitu a fiškálneho impulzu dosiahol v Českej republike hodnotu -0,5819.

Obrázok 4 zachytáva vzájomný vzťah medzi vývojom fiškálneho impulzu a fiškálneho deficitu v Slovenskej republike.



Obrázok 4 Fiškálny impulz a fiškálny deficit (Slovenská republika)

Poznámka: Ľavý obrázok - fiškálny impulz (FI_SK) a fiškálny deficit (GOV_B_SK) sú vyjadrené ako percentuálny podiel na HDP, kladné (záporné) hodnoty fiškálneho impulzu odrážajú fiškálnu expanziu (reštrikciu), pravý obrázok - regresná krivka vzťahu medzi fiškálnym impulzom a fiškálnym deficitom.

Prameň: Výpočty autora.

Analýzy vývoja vzájomného vzťahu medzi fiškálnym impulzom a fiškálnym deficitom v Slovenskej republike počas rokov 2001 až 2010 naznačuje, že zmeny v charaktere

fiškálneho impulzu odzrkadľovali základné tendencie vo vývoji fiškálneho deficitu počas celého sledovaného obdobia. Aj napriek tomu však dynamika fiškálneho impulzu výrazne zaostávala za dynamikou fiškálneho deficitu. Táto skutočnosť bola obzvlášť badateľná počas obdobia nižšej celkovej makroekonomickej výkonnosti s predpokladaným rastúcim vplyvom cyklických faktorov (prvá polovica predkrízového obdobia a obdobie po nástupe hospodárskej krízy). Počas druhej polovice predkrízového obdobia sa vzájomná previazanosť fiškálneho impulzu a fiškálneho deficitu výrazne zvýšila, z čoho možno usudzovať podstatne vyšší vplyv zámerných vládnych opatrení na vývoj fiškálneho hospodárenia. Vplyvom negatívneho vývoja fiškálneho hospodárenia počas krízového obdobia sa fiškálny impulz mierne zvýšil, avšak najmä v dôsledku prijatých konsolidačných opatrení ku koncu obdobia výrazne poklesol. Koeficient korelácie fiškálneho deficitu a fiškálneho impulzu dosiahol v Slovenskej republike hodnotu -0,4285.

4. Záver

Negatívne pôsobenie hospodárskej krízy na národné ekonomiky upriamilo pozornosť širokej odbornej verejnosti na finančný vývoj vládneho sektora. Pokles výkonnosti ekonomík v krízou dotknutých krajinách označil vývoj na príjmových aj výdavkových stranách vládnych rozpočtov. Úsilie o zmiernenie negatívnych tendencií v domácich ekonomikách bolo priamo konfrontované s rozpočtovými možnosťami národných vlád. Stimulačný potenciál fiškálnych politík sa tak v zasiahnutých ekonomikách dostal do priamej kolízie s nutnosťou konsolidácie štátnych rozpočtov, ale aj rozpočtov ostatných súčastí verejných financií. Zhoršenie rozpočtového hospodárenia, spoločne s akceleráciou hrubého verejného dlhu, nevytváralo Českej republike a Slovenskej republike, ktoré boli predmetom nášho skúmania, dostatočný priestor pre prijímanie finančne náročnejších proticyklických opatrení. Redukcia rozpočtových možností tak výrazne zúžila priestor pre stimulovanie obnovy rastového potenciálu domácich trhov.

Nedostatočná pripravenosť fiškálnych autorít čeliť negatívnym dôsledkom náhlych vonkajších šokov výrazne znižuje proticyklický a stimulačný potenciál fiškálnych politík v čase, keď sa jej pozícia v rámci hospodársko-politického inštrumentária posilňuje na úkor menovej politiky. Z analýzy, ktorú sme uskutočnili v podmienkach Českej republiky a Slovenskej republiky vyplýva, že fiškálne šoky mali v predkrízovom období prevažne pozitívny vplyv na reálny output. Výrazným limitujúcim faktorom pre pozitívne diskkrétne stimuly (význam automatických zabudovaných stabilizátorov zostal vo väčšine krajín nedocenený) fiškálnych politík v jednotlivých krajinách sú však pretrvávajúce problémy vo vybraných oblastiach verejných financií, ktorých riešenie má obvykle výrazne negatívny dopad na fiškálny rozpočet. Koncentrácia vlád na takéto priority pritom zhoršuje fiškálne hospodárenie aj v časoch pozitívneho ekonomického vývoja, čím limituje možnosti vytvárania fiškálnych prebytkov a v konečnom dôsledku aj znižovania verejného dlhu. Prudké zhoršenie fiškálneho hospodárenia s nástupom hospodárskej krízy znamenalo ďalšie zníženie stimulačného potenciálu fiškálnych politík v Českej republike a Slovenskej republike v dôsledku presadzovania konsolidačných opatrení súčasných vlád.

5. Literatúra

- [1] BLANCHARD, O.J. - PEROTTI, R. (2002) An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal of Economics* 117 (4): 1329-1368.
- [2] BURNSIDE, C. - EICHENBAUM, M. - FISHER, J. (2003) Fiscal Shocks and their Consequences, *Journal of Economic Theory*, 115(1): 89-117.

- [3] CALDARA, D. - Camps, C. (2008) What are the Effects of Fiscal Policy Shocks, [European Central Bank Working Paper, no. 877/2008] Frankfurt am Main, European Central Bank, 47 p.
- [4] CHAND, S.K. (1992) Fiscal Impulses and Their Fiscal Impacts, [International Monetary Fund Working Paper, no. 38/1992] Washington D.C., International Monetary Fund, 18 p.
- [5] GARRETT, E. - GRADDY, E.A. - JACKSON, W.E. (2008) Fiscal Challenges. An Interdisciplinary Approach to Budget Policy, Cambridge, Cambridge University Press, 468 p.
- [6] GIULIODORI, M. - BEETSMA, R. (2004) What are the Spill-overs from Fiscal Shocks in Europe? An Empirical Analysis, [European Central Bank Working Paper, no. 325/2004] Frankfurt am Main, European Central Bank, 43 p.
- [7] MIRDALA, R. (2009) Effects of Fiscal Policy Shocks in the European Transition Economies. In: Journal of Applied Research in Finance, 1(2): 141-155.
- [8] MIRDALA, R. (2011) Fiškálna politika v európskych tranzitívnych ekonomikách. elfa, 2011. 152 s.
- [9] MOUNTFORD, A. - UHLIG, H. (2005) What are the Effect of Fiscal Policy Shocks, [SFB Discussion Paper, no. 2005-039.] Berlin, 52 p.
- [10] MUCHOVÁ, E. - LISÝ, P. (2009) Fiscal Policy in Economic and Monetary Union, IURA Edition. Bratislava. 157 p.
- [11] NARAYAN, P.K - NARAYAN, S. (2006) Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Evidence from Developing Countries, Applied Economics, 38(3): 285-291.
- [12] PEROTTI, R. (2005) Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries, [European Central Bank Working Paper, no. 168/2002] Frankfurt am Main, European Central Bank, 63 p.
- [13] REDŽEPAGIC, S. - LLORCA, M. (2007) Does politics matter in the conduct of fiscal policy? Political determinants of the fiscal sustainability: Evidence from seven individual Central and Eastern European countries (CEEC), Panoeconomicus, 54(4): 489-500.
- [14] ROMER, C.D. - ROMER, D.H. (2007) The Macroeconomic effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks, [National Bureau of Economic Research Working Paper, no. 13264] New York, National Bureau of Economic Research, 71 p.

Adresa autora:

Rajmund Mirdala, Ing. PhD.
Bankový inštitút vysoká škola
konzultačné stredisko Prešov
Duchnovičovo námestie 1
08001 Prešov
14778@mail.bivs.cz

Zadlženost' českých domácností bankovými úvermi po vstupu do EÚ Indebtedness of Czech households with debt loans after EU accession

Ladislav Mura

Abstract:

In the present article we analyze the amount of bank crown debt loans of Czech households in the period after the entry into the European Union. The data we have obtained from the statistical survey of the Czech National Bank and the Czech Statistical Office. The highest absolute increase in the volumes of debt loans to the population was recorded by the Czech banking sector from 2006 to 2010. The world financial crisis has no significant effect in providing of the debt loans to the Czech population. The situation in the debt loans of Czech households from the view of the structure of loans is still favorable.

Key words:

Indebtedness, Czech households, Czech crown, debt loan

Kľúčové slová:

Zadlženost', české domácnosti, česká koruna, bankový úver

JEL classification:

C10, G19

1. Úvod

Od roku 2002 sa svet českej finančnej sféry vyznačoval štvrtinovým až tretinovým medziročným tempom rastu objemu úverov a to pri inflácii nižšej ako 3% ročne, čo prakticky znamenalo, že kúpna sila požičaných peňazí zostáva prakticky nezmenená. [5] Toto tempo sa udržovalo a dokonca zväčšovalo takým dynamickým spôsobom, že v roku 2006 dosiahli úvery českých domácností 500 mld. Kč. O dva roky neskôr, v čase začiatku finančnej krízy, to bolo 850 mld. Kč a v roku 2009 presiahol objem bankových úverov domácnostiam pomyselnú hranicu jedného biliónu českých korún. [1] Súčasne poznamenávame, že ide iba o úvery poskytnuté bankovými inštitúciami.

V novom tisícročí sa myslenie európskych bánk začalo transformovať na myslenie amerických bánk. Uvedené delenie vychádza z jedného, ale veľmi dôležitého faktu, a to, ako banka pristupuje k otázke rizík plynúcich z poskytnutého úveru. Americký prístup je expanzívny a príliš sa nezaobrá problémom rizika a bonity klienta. Americké banky požičiavali v podstate každému, kto prekročil prah ich pobočky. Klienti s dobrou históriou a dobrým postavením mali menšiu úrokovú sadzbu ako tí, ktorí do týchto parametrov nezapadali. Z uvedeného vyplýva, že miera rizika ovplyvňuje výšku úrokovej sadzby.

Tradičný európsky prístup je založený na dôkladnom preskúmaní finančnej situácie klienta a jeho schopnosti splácať úver. Tento prístup sa ale pred nástupom finančnej krízy zmenil, banky prestali dbať na svoje tradičné zásady pod vplyvom možnosti vysokých ziskov. Tento prístup mal v rodinných financiách za následok jediné: expanziu dlhu. Benevolentnosť bánk bola jedným z dôvodov expanzie rodinného zadlžovania aj v podmienkach Českej republiky. Väčšina týchto úverov bola poskytnutá vo forme hypotekárnych úverov. Žiada sa uviesť, že túto činnosť bánk dlhodobo podporovala aj každá vláda. České domácnosti podporoval v ich úverovom zadlžovaní priaznivý ekonomický vývoj, znižovanie nezamestnanosti, prílev zahraničných investícií a masívny bankový marketing.

2. Cieľ, materiál a metódy

Cieľom predkladaného článku je zhodnotenie zadlženosti českých domácností bankovými úvermi v období po vstupe Českej republiky do Európskej únie prostredníctvom štatistických metód.

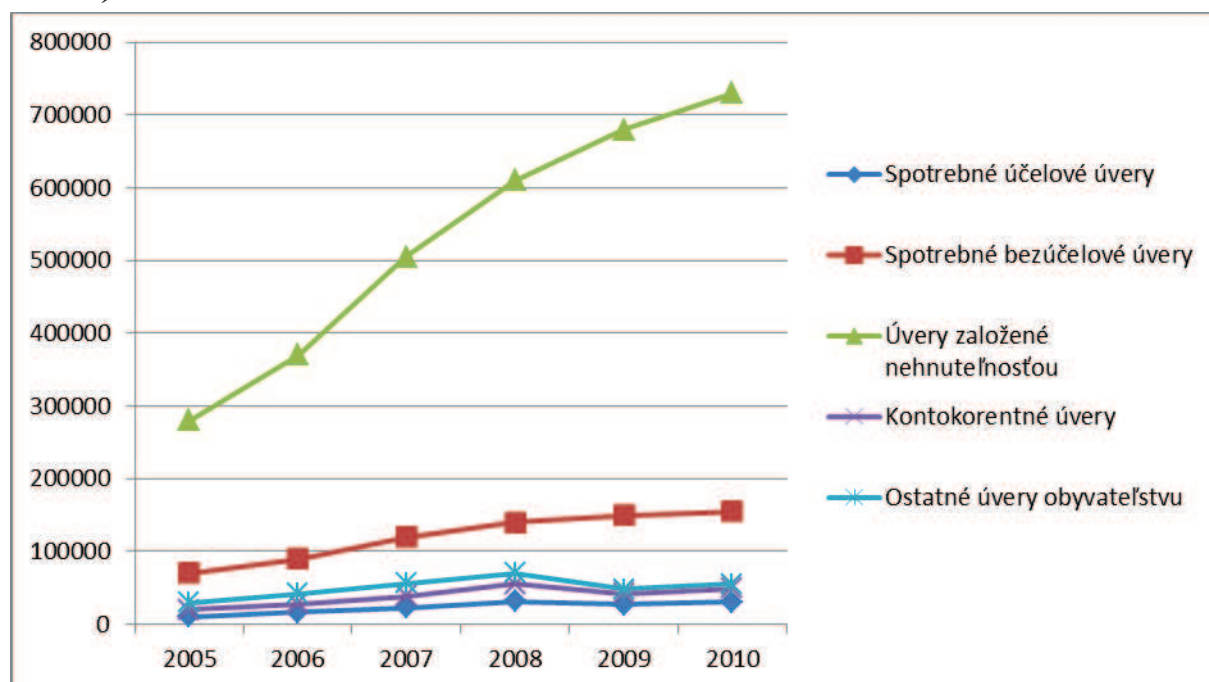
V práci sme sa v zmysle stanoveného cieľa zamerali na skúmanie českých domácností z pohľadu ich úverového zaťaženia korunovými úvermi v diapazóne 2005 – 2010. Splnenie vytýčeného cieľa si vyžiadalo sústredenie faktografického materiálu zo sekundárnych informačných prameňov, ktoré tvorili údaje štatistického zisťovania Českej národnej banky a Českého štatistického úradu. Pri spracovaní článku sme využili možnosti deskriptívnej štatistiky, relatívne a absolútne početnosti, priemery a vedecko-poznávacie metódy.

3. Výsledky a diskusia

3.1 Všeobecná zadlženosť

Podat' presný pohľad o zadlženosti českých domácností je v dlhom časovom rade komplikovaný niekoľkými skutočnosťami. Jednou z nich je to, že postupom času sa poskytovatelia úverov stali okrem komerčných bánk aj ďalší účastníci finančného sprostredkovania (napr. leasingové spoločnosti). Druhý dôvod je ten, že v roku 2005 Česká národná banka prijala nový návrh opatrení na zhromažďovanie štatistických údajov od Európskej centrálnej banky. V dôsledku tejto novej metodiky sa zverejňuje objem úverov na bývanie, spotrebné úvery a nová položka tzv. ostatné úvery. V ich objeme je zahrnutá „ostatná časť“ úverov obyvateľstvu (t.j. tých, ktoré nespádajú do kategórie úverov na spotrebu alebo úveru na bývanie), ďalej úvery segmentu domácnosti – drobní živnostníci a nakoniec úvery neziskovým inštitúciám slúžiacim domácnostiam.

Obr. 1 Objem poskytnutých bankových úverov obyvateľstvu v diapazóne 2005 – 2010 (v mil. Kč)



Zdroj: východiskové údaje ČNB, vlastné spracovanie

Na obrázku 1 môžeme sledovať objem poskytnutých bankových úverov obyvateľstvu Českej republiky po vstupe krajiny do Európskej únie, t. j. v horizonte rokov 2005 – 2010 podľa novej metodiky Európskej centrálnej banky v členení na jednotlivé položky. Ako je z grafu zrejmé, najvyššie absolútne prírastky v objemoch úverov obyvateľstvu zaznamenal český bankový sektor od roku 2006 do roku 2010. Svetová finančná kríza sa v úverovaní českého obyvateľstva výraznejšie nedotkla. Spomalenie, resp. pokles objemu úverov bol v kategóriách kontokorentné úvery, spotrebné úvery účelové a ostatné úvery obyvateľstvu. Z naposledy uvedenej položky tvoria dve tretiny kreditné karty. Suverénne najvýznamnejšou položkou zo všetkých typov úverov sú úvery založené nehnuteľnosťou (hypotekárne úvery, účelové spotrebné úvery na rekonštrukciu nehnuteľností). Dôvodov, prečo sa svetová finančná kríza výraznejšie nedotkla českého bankového sektora v podobe významného prepadu objemu úverov, je niekoľko:

- hospodárska recesia sa na českú ekonomiku preniesla nepriamo prostredníctvom zníženia dopytu po výrobkoch, tovaroch a službách určených na export,
- české banky takmer vôbec, resp. iba sporadicky obchodovali s finančnými nástrojmi problémových bánk, resp. krajín,
- úvery obyvateľstvu založené nehnuteľnosťami tvoria až 71,42% všetkých úverov obyvateľstvu a sú teda najmenej rizikové obchody pre banku s bezpečnou úhradou dlhovej služby.

České domácnosti dlžili koncom roka 2009 takmer 1 bilión českých korún (konkrétne 973,5 mld. českých korún) a k 31. 01. 2010 toto číslo ešte vzrástlo o 2,65 miliardy českých korún na 985,66 mld. českých korún. „Na každého občana Českej republiky (krajina mala k 01. 01. 2010 celkom 10 501 197 obyvateľov) tak pripadá 93 855 českých korún bankového dlhu“, uvádza sa v správe Českého štatistického úradu. [1] Uvedená hodnota ale nie je celkovou sumou zadlženosti českých domácností. Podľa štatistík leasingových spoločností a ostatných finančných sprostredkovateľov sú domácnosti v Českej republike zadlžené o ďalších 104,1 mld. českých korún. [2].

Z analytického pohľadu môžeme konštatovať, že pre zadlženosť českých domácností je typickou črtou rýchlosť akou sa domácnosti zadlžujú. Kým koncom roku 2000 bola výška dlhovej služby u komerčných bánk 39,7 mld. českých korún, konce roku 2009 to bolo už 897,4 mld. českých korún. Ak by sme zohľadnili a pripočítali zadlženosť segmentu domácností – drobní živnostníci a úvery neziskovým inštitúciám slúžiacim domácnostiam tak zadlženosť v roku 2000 činila 121,5 mld. českých korún a v roku 2009 je to 973,5 mld. českých korún. Príčin rastu zadlženosti českých domácností, je niekoľko:

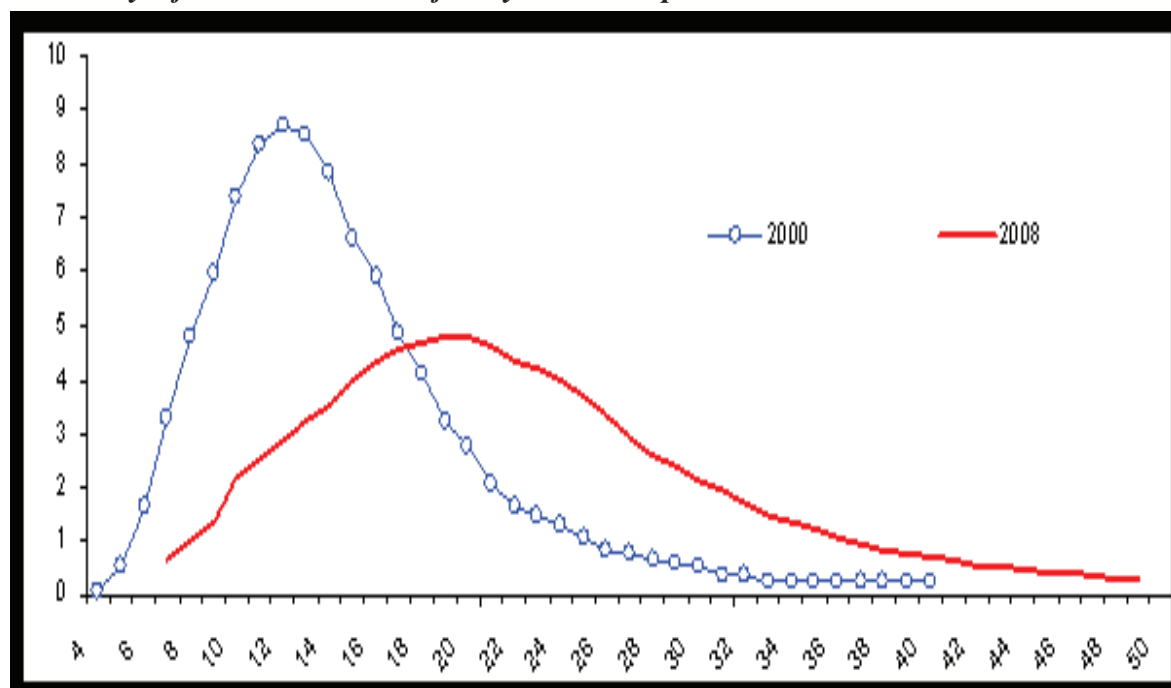
- konzumný štýl života,
- zvyšovanie životnej úrovne,
- spotrebiteľské preferencie.

Najvyššie výdavky domácností na spotrebu boli na telekomunikačné služby (v roku 2008 pripadalo na 100 českých domácností 188 mobilných telefónov), [2] ďalej to boli výdavky na vzdelanie a zdravie. Opačný trend, teda najpomalšie rástli výdavky na bývanie a služby s tým spojené. Zaujímavá je dynamika rastu výdavkov na potraviny. Tie za sledované obdobie vzrástli o 20%. Za rastom cien potravín sú striedavé obdobia sucha a záplav, ktoré poľnohospodárom spôsobili straty na úrode, rast cien svetových komodít a pod.

3.2 Zadlženosť v kontexte zvyšovania miezd a podpory bývania

Spotrebu domácností vo všeobecnosti podporujú viaceré podmienky, okrem iných aj priaznivé podmienky pri získavaní pôžičiek. [4]. Jedným z príčin, resp. motívom zvyšovania zadlženosti českých domácností bol okrem iných faktorov i rast životnej úrovne spojený s rastom reálnych miezd. V roku 2000 bola podľa Českého štatistického úradu [2] priemerná mzda zamestnancov na úrovni 15 187,- CZK, najpočetnejšia skupina (33%) tak poberala mzdu vo výške 10 tis. až 14 tis. Českých korún a 63,7% zamestnancov malo nižšiu než priemernú mzdu. Zaujímavé štatistické zistenia sú z roku 2008, kedy na jednej strane dosahoval ekonomický rast najvyššie hodnoty, ale v druhej polovici roka, osobitne v poslednom štvrtroku, sa začali už aj v Európe (a teda i v Českej republike) postupne prejavovať účinky svetovej finančnej krízy. V roku 2008 došlo v oblasti miezd k výraznému posunu, a to smerom nahor. Priemerná mzda dosiahla úroveň 26 349,- CZK, najpočetnejšia skupina (32%) poberala mzdu v intervale 17 až 23 tis. Českých korún a 65,2% zamestnancov malo nižšiu mzdu ako bola priemerná mzda v krajine. Situáciu ilustruje obrázok 2.

Obr. 2 Vývoj úrovne nominálnej mzdy v ČR v diapazóne 2000 – 2008



Zdroj: východiskové údaje ČSÚ, vlastné spracovanie

Poznámka: os „x“ - nominálna mzda v tis. českých korún, os „y“ – relatívna početnosť (%)

Nárast v oblasti príjmov domácností mal za následok fakt, že mnoho domácností žilo v presvedčení, že s rastúcou mzdou je možné splácať hypotéku bez väčších problémov, nakupovať a zariaďovať si domy a byty spotrebičmi, kupovať nové autá – a to všetko na leasing alebo úver. Ďalšie motivačné stimuly, ktoré pôsobili na spotrebiteľské správanie a výrazne ho ovplyvňovali, boli: dobre spracovaný a účinný marketing finančných sprostredkovateľov („Doprajte si skvelú dovolenku“, „Netlačte sa v MHD, jazdite na svojom aute“), príklon k vlastníctvu bývania („Bývajte vo svojom hneď“) a jednoduchá dostupnosť peňazí („Požičiame Vám bez ručiteľa, bez zbytočných dokladov“).

Iba správanie sa vlády pri podpore hypotekárneho trhu by ale nestačilo k tomu, aby si rodiny či už v Spojených štátoch amerických požičali miliardy dolárov alebo rodiny v Českej

republike stovky miliárd českých korun. Podstatný podiel na tom má aj relatívne nízka hladina úrokov. Nízke úrokové sadzby podporované ekonomickým rastom Českej republiky boli jedným z hlavných dôvodov rastu zadlženosti domácností v posledných piatich rokoch (2005 -2010). V tabuľke 1 môžeme detailnejšie sledovať vývoj priemernej ceny korunových úverov, ktorá je vyjadrená ročnou úrokovou sadzbou v percentách.

Tab. 1 Priemerná cena korunových úverov vyjadrená úrokovou sadzbou (% p. a.)

Rok Charakteristika	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Zmena 2010/2005 (%)
<i>Domácnosti celkom</i>	<i>7,95</i>	<i>8,17</i>	<i>8,63</i>	<i>8,97</i>	<i>9,21</i>	<i>8,61</i>	<i>↑ 8,30</i>
<i>Úvery na spotrebu celkom</i>	<i>12,52</i>	<i>12,87</i>	<i>13,04</i>	<i>13,46</i>	<i>14,24</i>	<i>13,94</i>	<i>↑ 11,34</i>
- Splatnosť do 1 r.	12,53	12,34	13,19	13,73	15,05	14,83	↑ 18,36
- Splatnosť 1 – 5 r.	12,44	13,34	13,39	13,43	13,58	12,99	↑ 4,42
- Splatnosť nad 5 r.	12,59	12,94	12,54	13,21	14,09	13,99	↑ 11,11
<i>Úvery na nadobudnutie</i> <i>nehnutelnosti celkom</i>	<i>4,55</i>	<i>4,72</i>	<i>5,23</i>	<i>5,47</i>	<i>5,47</i>	<i>4,57</i>	<i>↑ 0,44</i>
- Splatnosť do 1 r.*	4,22	4,37	5,45	6,02	5,96	4,28	↑ 1,42
- Splatnosť 1 – 5 r.*	4,34	4,66	5,34	5,67	5,68	4,51	↑ 3,92
- Splatnosť 5 – 10 r.*	4,87	5,03	5,17	5,03	5,07	4,49	↓ 7,80
- Splatnosť nad 10 r.*	4,79	4,8	4,96	5,17	5,16	5,00	↑ 4,40
<i>Ostatné úvery celkom</i>	<i>5,52</i>	<i>5,47</i>	<i>5,96</i>	<i>6,34</i>	<i>6,01</i>	<i>5,36</i>	<i>↓ 2,90</i>
- Splatnosť do 1 r.	5,77	6,07	6,88	7,58	6,69	5,60	↓ 2,94
- Splatnosť 1 – 5 r.	5,28	5,08	5,57	5,77	5,97	5,05	↓ 4,35
- Splatnosť nad 5 r.	5,51	5,25	5,42	5,67	5,36	5,43	↓ 1,45
<i>Kontokorentné a im</i> <i>podobné úvery celkom</i>	<i>15,16</i>	<i>15,98</i>	<i>16,97</i>	<i>17,37</i>	<i>18,73</i>	<i>18,68</i>	<i>↑ 23,21</i>

Zdroj: východiskové údaje Český statistický úrad, vlastné výpočty a spracovanie

Poznámka: * - pri úveroch na bývanie sa splatnosť vzťahuje na fixáciu úrokovej sadzby

4. Záver

Cieľom predkladaného článku bolo analyzovať a zhodnotiť súčasný stav úverovej zadlženosti domácností v Českej Republike.

Pod vplyvom rozvíjajúcej sa ekonomiky a pozvoľnému zvyšovaniu priemerných miezd obyvateľstva Českej republiky, začali české domácnosti uspokojovať svoje stále rastúce potreby nielen z vlastných finančných zdrojov, ale tiež z požičaných peňazí – úverov. Prakticky išlo o nakupovanie na dlh. Týmto prístupom sa dlho takmer nikto nezaoberal, až do roku 2009, kedy sa hypotekárna kríza z roku 2008 z USA pretavila na svetovú ekonomickú krízu. Ekonómovia začala pátrať po príčinách vzniku tejto situácie. Samozrejme nemôžeme tvrdiť, že celá ekonomická kríza nastala len z jedného dôvodu - zo zadlžovania rodín. Príčin bolo – ako sme uviedli v článku – niekoľko. Nesporne kríza pramenila z vysokého zadlžovania amerických rodín, keď po spomalení ekonomiky neboli schopné masovo splácať svoju dlhovú službu. Avšak ani svetová ekonomická kríza nedokázala zastaviť rastúci trend zadlžovania.

Ako vyplýva zo štatistík Českej národnej banky a Českého štatistického úradu, výraznejší prepád v zadlžovaní českých domácností po prepuknutí ekonomickej krízy nenastal. Z pohľadu na štruktúru úverovej zadlženosti je zrejmé, že najväčší podiel na zadlžení českých domácností majú úvery na bývanie. Tie sú zabezpečené záložným právom bánk na konkrétnu nehnuteľnosť, čo tlačí na vysokú finančnú disciplínu domácností pri splácaní dlhovej služby aj počas menej priaznivých ekonomických podmienok. Koncom roka 2010 predstavovali úvery založené nehnuteľnosťou viac ako 80% z celkového objemu úverov českým domácnostiam. Vyššia delikventnosť je podľa Českej národnej banky pri spotrebných a iných typoch úverov, ktorú sú síce úročené v priemere dvojnásobnou úrokovou sadzbou v porovnaní s úvermi na bývanie, ale dlžník nie je pod takým tlakom ako v prípade úverov na bývanie, kde mu v prípade nesplácania hrozí strata nehnuteľnosti. Záverom môžeme konštatovať, že situácia v úverovom zadlžení českých domácností z pohľadu štruktúry úverov je stále priaznivá.

5. Literatúra

- [1] Česká národní banka. Roční přehled aktivních obchodů komerčních bank. [online]. [cit. 2011-06-25]. http://www.cnb.cz/cs/statistika/menova_bankovni_stat/index.html
- [2] Český statistický úřad. Statistika obyvatelstva. [online]. [cit. 2011-07-12]. http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/obyvatelstvo_lide
- [3] Český statistický úřad. České domácnosti dluží bilion [online]. [cit.2011-06-30]. Dostupné na www: <http://www.czso.cz/csu/csu.nsf/informace/ckta120310.doc>
- [4] GRUBLOVÁ, E. 2007. Podniková ekonomika. Ostrava: Repronis Ostrava, 2007, 438 s. ISBN 80-86122-75-1.
- [5] SMRČKA, L. 2008. Rodinný rozpočet a společnost spotřeby. Praha: Professional Publishing, 2008. 393 s. ISBN 978-80-86946-78-8.

Adresa autora:

Ing. et Bc. Ladislav Mura, PhD.
Dubnický technologický inštitút,
Ústav DTaET
Sládkovičova 533/20, 01841 Dubnica nad Váhom
E-mail: ladislav.mura@gmail.com

Makroekonomická analýza čínskej ekonomiky – problematika HDP

The macroeconomic analysis of the chinese economics – the case of GDP

Ladislav Mura – Dagmar Kozelová – Lucia Zelenáková – Ivana Červeňanská

Abstract:

The economic situation of a particular country is examined by using the macro-economic indicators. Among the most important indicators of the performance of the economy of the country is undoubtedly a gross domestic product. The aim of the present article is to evaluate the development of a macroeconomic indicator – gross national product of the selected country, which is the China. In this work we have focused on the examination of real GDP and nominal GDP and on the comparison of China and the remaining countries of the world in the current period as is the aim of the paper set.

Key words:

Macroeconomic analysis, Gross Domestic Product, China

Kľúčové slová:

Makroekonomická analýza, hrubý domáci produkt, Čína

JEL classification: E01 , C32

1. Úvod

Čínska ľudová republika je jeden z najstarších štátov, ktorého hranice sa počas štyroch tisícročí histórie takmer nezmenili. Ide o najľudnatejšiu krajinu na svete so štvrtou najväčšou rozlohou, je to krajina plná národného myslenia, túžby po vedení a chuti pracovať. V súčasnosti Čínu označujeme ako jednu z najdynamickejších sa rozvíjajúcu krajinu, a to vo všetkých smeroch. [1].

Za posledných dvadsať rokov úplne zmenila svoj dovtedajší chod a využila niekoľko dôležitých ekonomických výhod, ktoré sa jej naskytli. Za krátku dobu sa z nej stala supervelmoc, ktorá hýbe nielen ekonomickým, ale tiež politickým a spoločenským svetom. V súčasnosti zaujíma post najväčšieho exportéra a druhého najväčšieho importéra v rámci celkového zahraničného obchodu. Koncom roka 2010 sa stala druhou najväčšou ekonomikou na svete.

Ekonomická situácia konkrétnej krajiny sa skúma pomocou makroekonomických ukazovateľov, ktoré zverejňujú štatistické úrady daných krajín, ďalej celosvetové organizácie zaoberajúce sa ekonomickými analýzami. V prípade Číny však dochádza k určitým konfrontáciám. Čínsky národný štatistický úrad býva totiž často obvinený z toho, že neuvádza správne údaje, to znamená, že s týmito údajmi zámerne manipuluje a skresľuje ich podľa svojich potrieb a v súlade so svojou politickou ideológiou. V tejto krajine teda existuje v oblasti ekonomických údajov celý rad rôznych verzií ich hodnoty, čo výrazne sťažuje uskutočnenie analýz a medzinárodné porovnávanie.

2. Cieľ, materiál a metódy

Cieľom predkladaného článku je zhodnotenie vývoja makroekonomického ukazovateľa – hrubého národného produktu vybranej krajiny, ktorou je Čína. V práci sme sa v zmysle stanoveného cieľa zamerali na skúmanie nominálneho a reálneho HDP, jeho vývojových tendencií v diapazóne 1978 – 2008. V druhej časti článku sa zaoberáme komparáciou HDP Číny a zvyšných krajín sveta v súčasnom období (diapazón 2003 – 2008). Splnenie vytýčeného cieľa si vyžiadalo sústrediť faktografický materiál zo sekundárnych informačných prameňov. K problematike čínskej ekonomiky existuje množstvo odborných štúdií a publikácií popredných medzinárodných i ekonomických organizácií ako sú Svetová banka, CIA alebo renomované finančné agentúry. Absentuje však slovenská odborná literatúra. Preto predkladaný článok je určitým príspevkom k rozšíreniu slovenských informačných zdrojov. Z metodického hľadiska sme pri spracovaní článku využili možnosti deskriptívnej štatistiky, relatívne a absolútne početnosti a vedecko-poznávacie metódy.

3. Výsledky a diskusia

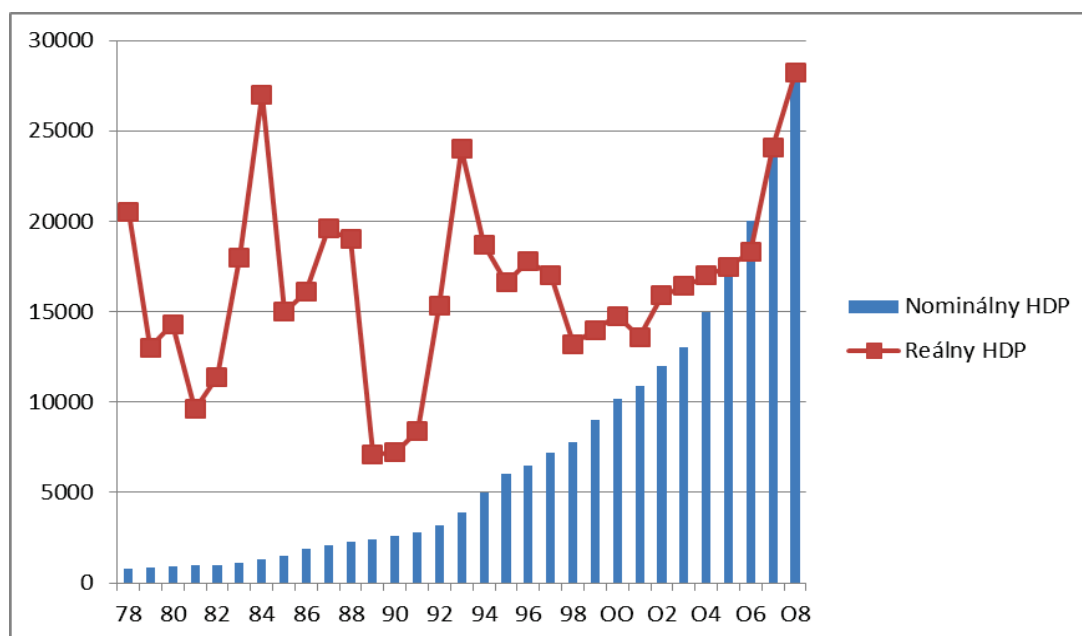
Počas tzv. kultúrnej revolúcie, keď priemysel ovládali červené gardy, dochádzalo k neefektívnemu vedeniu a to malo za následok pokles priemyselnej výroby až o 15%. [6] V 70. rokoch 20. storočia nastala situácia podobná päťdesiatym rokom. Bol prijatý návrh na rozšírenie priemyslu o jadrový program, ktorý si vyžadoval veľké množstvo investícií, z tohto dôvodu už neostali potrebné prostriedky na primárny a terciálny sektor. Ďalším zlomom sa stal rok 1985, keď terciálny sektor predstihol primárny v zložení celkového HDP. Dôvodom boli ekonomické reformy, ktoré boli zamerané na posilnenie efektívnosti pomocou trhových mechanizmov. [1]

Od roku 1978, keď boli zavedené tieto ekonomické reformy, začal prudký čínsky ekonomický rast. V roku nástupu Tenga predstavoval čínsky HDP 147 miliárd USD, čo predstavovalo síce 11. miesto v porovnaní s ostatnými krajinami, avšak HDP na osobu bol len 164 USD. Od tohto obdobia bol zaznamenaný priemerný každoročný 9% rast HDP. Tengovými reformami bol zmenený celý imidž komunistickej strany, ktorá sa potom stala pre radu Číňanov nádejou pre lepší život v ich krajinami. [2]. Teng zastával názor eklektizmu a to je tiež jeden z hlavných dôvodov, prečo sa Číne počas jeho vlády hospodársky viedlo dobre. Od začiatku 80. rokov 20. storočia bol postupne testovaný a následne zavedený nový ekonomický systém, ktorý sa mal rozšíriť do celej Číny. V roku 1978 bola zavedená „politika jedného dieťaťa“ a o rok neskôr boli naštartované plne funkčné diplomatické vzťahy medzi Čínou a USA. V rokoch 1983 – 1985 bol zaznamenaný dokonca dvojciferný rast reálneho HDP, ktorý bol spôsobený ako prvým väčším prílivom zahraničných investícií, tak i rozvojom neštátnych podnikov. [3].

Na grafe 1 môžeme sledovať vývojové tendencie nominálneho i reálneho HDP. Ako je z grafu 1 zrejmé, prvý výrazný nárast reálneho HDP bol v polovici 80. rokov 20. storočia a druhý výrazný nárast reálneho HDP bol zaznamenaný o 10 rokov neskôr a tiež v druhej polovici prvej dekády 21. storočia. Okrem rastu bol zaznamenaný i fázy výrazného poklesu. Napr. v roku 1989 došlo k prepadu rastu HDP z 11,3% v roku 1988 na 4,1% v roku nasledujúcom. Dôvodom tohto javu bolo občianske povstanie v Pekingu. Ku koncu 90. rokov 20. storočia, v období celkovej ázijskej finančnej krízy, sa vývoj čínskej ekonomiky opäť značne spomalil. Aj napriek tomu, že sa Čína táto kríza dotkla skôr okrajovo, došlo k

značnému zníženiu zahraničných investícií a k poklesu čínskeho vývozu, ako hlavného komponentu pôsobiaceho pri tvorbe čínskeho HDP.

Graf 1: Vývoj nominálneho a reálneho rastu HDP v diapazóne 1978 – 2008 (v CNY)



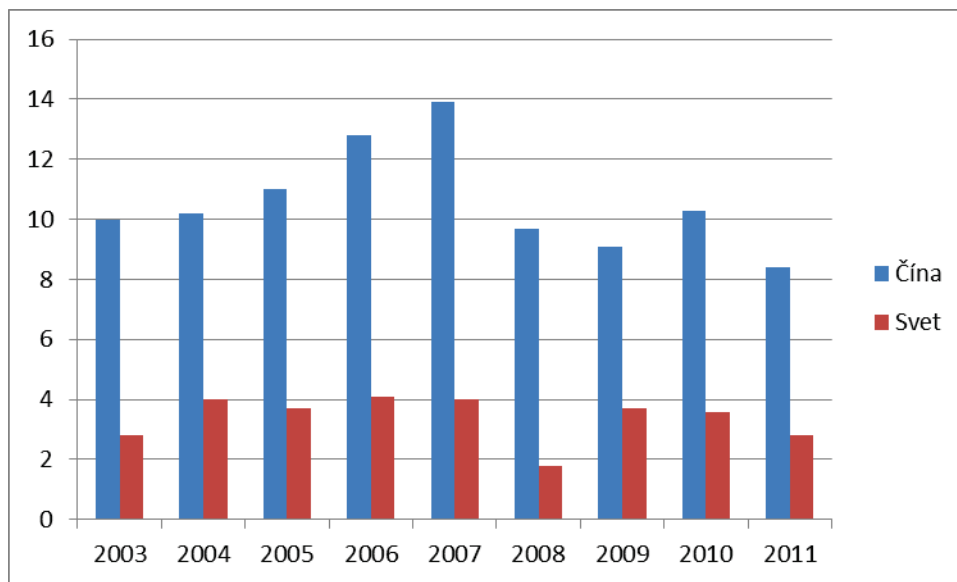
Zdroj: údaje Svetová banka, vlastné spracovanie

Počas prvej dekády 21. storočia je rast čínskej ekonomiky viac-menej stabilný. Ako vidieť z grafu 2 zavedené hospodárske reformy, ktoré v krajine fungovali a fungujú dodnes, bol mimoriadne úspešné. V roku 2000 Čína zaujímala podľa veľkosti HDP s hodnotou 1,198 bil. USD v poradí šieste miesto na svete, v roku 2005 s hodnotou 2,257 bil. USD bola dokonca až na štvrtom mieste. [4]. Najväčšiu zásluhu na tomto úspechu mali investície do fixného kapitálu, zvýšenie domácej spotreby a v menšej miere tiež široký záujem západných krajín o Čínu ako továreň sveta vďaka dosiahnutým výnosom z rozsahu. Zaznamenáva sa tiež skutočnosť, že sa v Číne vo veľkej miere zvyšuje životná úroveň, čo platí najmä v mestských oblastiach. Stále viac sa rozvíjajú služby, hlavne je tomu tak v oblasti telekomunikácií a bývania. Reálny rast HDP v rokoch 2005-2009 dosahoval v priemere 11,4%. Posledná celosvetová hospodárska kríza (ktorá vypukla v 2008 najprv ako hypotekárna kríza), v dôsledku ktorej zbankrotovali aj mnohé veľké štátne podniky vyspelých štátov, sa v praxi prejavuje stále i v súčasnosti bankrotom bánk, uzatváraním výrobných podnikov, vysokou výškou deficitu štátnych rozpočtov a vysokou mierou nezamestnanosti, mala na čínske hospodárstvo rovnako značný vplyv.

Z grafu 2 je zrejmé, že v porovnaní s predchádzajúcim rokom poklesol rast čínskeho HDP v roku 2008 o 4% a v roku 2009 klesol iba o jeden percentuálny bod. Na základe týchto výsledkov môžeme konštatovať, že sa Čína vysporiadala s krízou relatívne veľmi dobre v porovnaní s ostatnými krajinami. Hodnota ekonomického rastu Číny v uplynulom roku 2010 dosiahla hodnotu 9,1%, zatiaľ čo aj najvyspelejšie štáty mali problém udržať sa v čiernych číslach. Ako príklad uvedieme Spojené štáty americké, ktoré zaznamenali stratu 2,6%,

v prípade Nemecka to bolo 4,7% a Japonsko dokonca až 5,7%. Vývojové tendencie HDP Číny a ostatnej časti sveta v diapazóne 2003 – 2011 znázorňuje graf 2.

Graf 2: Vývoj rastu HDP Číny a zvyšnej časti sveta v diapazóne 2003 – 2011 (v %)



Zdroj: údaje – Svetová banka, vlastné spracovanie

Počas finančnej a neskôr hospodárskej krízy sa pozornosť čínskej vlády zamerala na uvoľňovanie úverových obmedzení, znižovanie daní a hlavne na investície do rozvoja infraštruktúry. Uvedenými krokmi aktívne stimulovala ekonomiku, čo prinieslo očakávaný efekt. Podľa mnohých analytikov sú práve tieto opatrenia dôvodom tak výrazného rastu HDP v posledných rokoch. Jedna z popredných bánk – Morgan Stanley dokonca odhaduje, že plných 88% podielu na raste HDP v roku 2010 pochádza z investícií do viazaných aktív v infraštruktúre, nehnuteľnostiach a do rozšírenia počtu výrobných a technologických liniek.

Podľa údajov Národného štatistického úradu Čínskej ľudovej republiky sa z hľadiska odvetvovej skladby na tvorbe HDP za rok 2010 podieľal primárny sektor 10,6 % (medziročný pokles o 0,1 percentného bodu), sekundárny sektor 46,8 % (medziročný pokles o 0,7 percentného bodu) a terciálny sektor 42,6 % (medziročný nárast o 0,8 percentného bodu). V roku 2010 sa Čína stala druhou najväčšou ekonomikou sveta. [5]. Pre porovnanie uvádzame, že napríklad japonská ekonomika zaznamenala v kalendárnom roku 2010 rast zanedbateľných 0,1 % pri výške HDP na úrovni 1,28 biliónov dolárov, zatiaľ čo Čína zaznamenala HDP 1,33 biliónov dolárov. Odborníci v súčasnosti očakávajú, že Čína bude v sumárnych číslach za rok 2010 výrazne pred Japonskom (pozn. údaje za rok 2010 sú zatiaľ predbežné, konečné výsledky za rok 2010 budú známe v novembri 2011). Medzinárodný menový fond očakáva, že ročný HDP Číny dosiahne v roku 2011 hodnotu 5,36 biliónov dolárov, pričom americký HDP sa odhaduje len na úrovni 14,79 miliónov dolárov.

Ako sme už uviedli, za jeden z najvýznamnejších ekonomických ukazovateľov považujeme HDP. Čínsky nominálny hrubý domáci produkt sa v roku 2010 stal druhým najväčším na svete, hneď po Spojených štátoch amerických. Tento úspech môžeme považovať iba za čiastočne výborný. Dôvodom je skutočnosť, že ak prepočítame HDP na jedného obyvateľa, stáva sa z Číny jeden z najchudších štátov sveta. Značná je tiež

nevyváženosť v tom, ako je rozložené hospodárstvo v krajine. Tento jav však nie je novým zistením, Čínu charakterizuje už niekoľko storočí.

Počas 20. storočia bola prevažne práve na východnú časť Číny kladená prevažujúca pozornosť. V období reforiem sa v tejto časti krajiny zakladali zvláštne ekonomické zóny (obdoba priemyselných parkov), ktoré vďaka ekonomickým výhodám, ktorými disponovali, priťahovali zahraničný kapitál zo všetkých častí sveta. Vo východnej časti Číny je vysoko koncentrovaný priemysel, a s ním sú logicky spojené možnosti uplatnenia domáceho obyvateľstva na trhu práce. Uvedené je prirodzenou príčinou toho, že dochádza k masívnej vnútornej migrácii obyvateľstva. Ekonomická situácia v strednej a západnej časti Číny je totiž na rozdiel od východnej časti veľmi nepriaznivá vzhľadom na skutočnosť, že ide o druhú najväčšiu ekonomiku sveta.

4. Záver

Politicko-ekonomické zmeny v Číne po roku 1978, keď boli zavedené viaceré reformy, ktorých účinky sa prejavujú aj v súčasnosti, zásadným spôsobom prispeli k ekonomickému rastu tejto krajiny, k jej celkovej integrácii do svetového hospodárstva a to hlavne po roku 2001a k jej súčasnému postaveniu v rámci globálneho sveta.

Po uskutočnení makroekonomickej analýzy s akcentom na HDP Číny môžeme záverom konštatovať, že Čína je skutočne štátom na ekonomickom vzostupe a súčasne rastie aj miera jej vplyvu na ostatné krajiny sveta. Od čias Tangových reforiem rástla čínska ekonomika v priemere 10 – 11% ročne. Zahraničný obchod Číny sa počas uplynulých štyridsiatich rokov zdesaťnásobil a z Číny sa stal najväčší exportér a súčasne druhý najväčší importér všetkých statkov. Tengom zavedená liberalizácia čínskeho zahraničného obchodu je kardinálnym dôvodom vysvetľujúcim súčasnú čínsku ekonomiku, pretože práve v zahraničnom obchode mohla Čína uplatniť svoj obrovský ľudský kapitál a využiť svoje komparatívne výhody. Čína sa bude v budúcnosti snažiť svoj ekonomický rast a teda aj rast HDP založiť skôr na domácom dopyte. Aj napriek tomu, že má Čína centrálnu riadenú ekonomiku, jej hospodárstvo funguje skôr na princípoch ponuky a dopytu. Čína má vo svete značný hospodársky význam a je často označovaná ako továreň sveta vďaka dosiahnutým výnosom z rozsahu.

5. Literatúra

- [1] CIHELKOVÁ, E. – KUNEŠOVÁ, H. 2006. *Světová ekonomika: Nové jevy a perspektivy*. Praha : C.H.BECK, 2006. 320 s. ISBN 80-7179-455-4.KK
- [2] Kolektív autorov: *China Business*. Nepredajná publikácia. Praha: Veľvyslanectvo Čínskej ľudovej republiky v ČR , 2010. 145 s.
- [3] Súhrnná teritoriálna informácia o Číne. Zastupiteľský úrad Peking, [online] [cit. 2011-08-10]. Dostupné na: <http://www.services.czechtrade.cz/pdf/sti/cina-2010-10-01.pdf>
- [4] The World Bank. 2011. *Data of country* [online]. [cit. 2011-08-10]. China. Dostupné na: <http://data.worldbank.org/country/china>
- [5] Trading Economics [online] [cit. 2011-08-10]. GDP growth (annual %) in China. Dostupné na: <http://www.tradingeconomics.com/china/gdpgrowth-annual-percent-wb-data.html>.

- [6] ŽÍDEK, L. 2006. Hospodářský vývoj Číny: (1949 -2005). In: *Národohospodářský obzor*. Brno: ESF MU, 2006, [online]. [cit. 2010-10-30]. Dostupné na: http://is.muni.cz/do/1456/soubory/aktivity/obzor/6182612/7667820/08_Z_sdekOPRAVENO.pdf

Ing. et Bc. Ladislav Mura, PhD.
Ústav DTaET
Dubnický technologický inštitút
Sládkovičova 533/20
018 41 Dubnica nad Váhom
E-mail: ladislav.mura@gmail.com

Ing. Ivana Červeňanská, PhD.
Ústav odborných predmetov
Dubnický technologický inštitút
Sládkovičova 533/20
018 41 Dubnica nad Váhom
E-mail: ivusik2000@yahoo.com

Ing. Dagmar Kozelová, PhD.
FBP, Slovenská poľnohospodárska
univerzita v Nitre
Trieda A. Hlinku 2, 949 76 Nitra
E-mail: dkozelo@gmail.com

Ing. Lucia Zelenáková, PhD.
FBP, Slovenská poľnohospodárska
univerzita v Nitre
Trieda A. Hlinku 2, 949 76 Nitra
E-mail: lucia.zelenakova@azet.sk

Aplikácia úsekovej analýzy na determináciu cien bytov na Slovensku

Application of path analysis for determining the prices of housing in Slovakia

Miroslav Pánik, Mikuláš Cár, Beata Stehlíková

Abstrakt: The topic of house prices is very complicated. House prices should reflex economic cycles. Studies use house price indicators and other macroeconomic data to predict crises. The contribution is a demonstration of the application of path analysis for determining house prices.

Key words: path analysis, price of housing

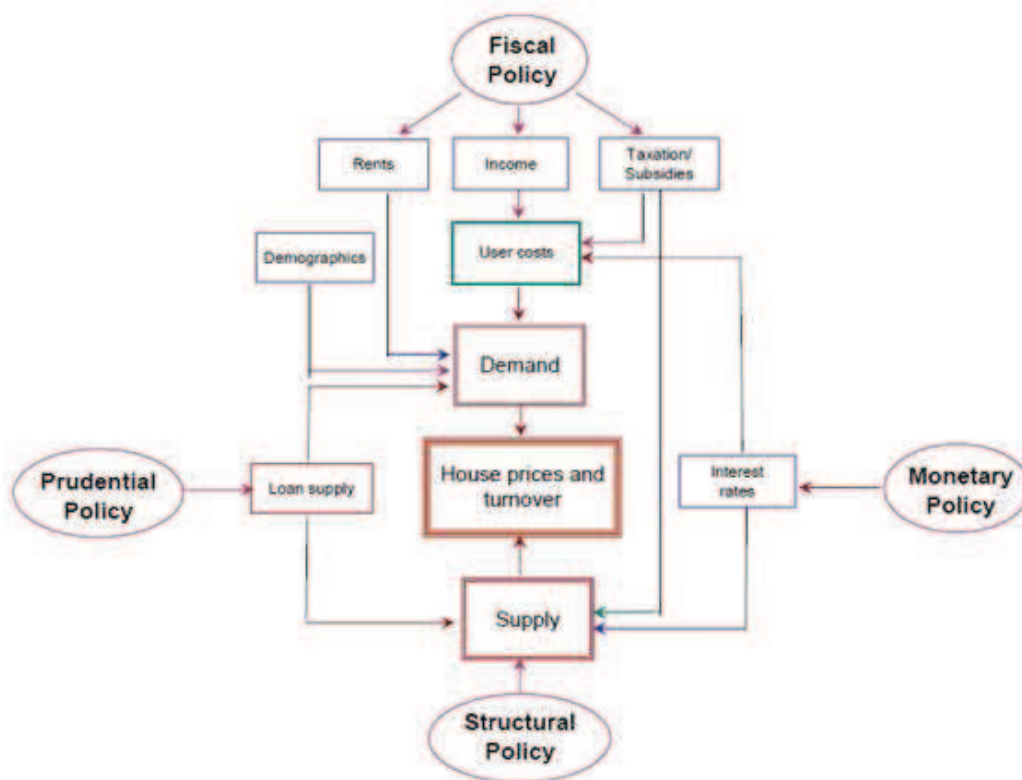
Kľúčové slová: úseková analýza, cena bytov

JEL classification: C59

1. Úvod

Bytový trh predstavuje súčasť širšieho trhu nehnuteľností. K poznaniu mechanizmov určovania cien nehnuteľností významne prispelo rozpracovanie FDW modelu Fisherom, DiPasqualom a Wheatonom¹, v ktorom uvádzajú, že spôsob fungovania trhu nehnuteľností je výsledkom spolupôsobenia dvoch trhov: trhu majetku a trhu nehnuteľných aktív. Uvedený model sa pokladá v súčasnosti za základ modernej paradigmy ekonomiky nehnuteľností, uvádza Špirková (2009). Pochopenie vývoja cien na trhu nehnuteľností je veľmi dôležité pri analýze hodnotenia makroekonomických podmienok. Ako kľúčové faktory určujúce ceny nehnuteľností sa najčastejšie uvádzajú disponibilný dôchodok, úrokové sadzby, rast počtu obyvateľov a počtu domácností. Menová politika ovplyvňuje krátkodobé úrokové sadzby, ktoré buď priamo, alebo nepriamo vplyvom na dlhodobé úrokové sadzby ovplyvňujú vývoj cien nehnuteľností. Fiškálna politika ovplyvňuje ceny prostredníctvom daní. Situácia na trhu práce a pôdy ovplyvňuje náklady na výstavbu a tým aj ceny nehnuteľností. Hilbers et al.,(2008) zobrazil dôležité faktory vplývajúce na ceny nehnuteľností pomocou nasledujúceho diagramu.

¹ Di Pasquale, D. - Wheaton, W. C.: *Urban Economics and Real Estate Markets*. Prentice Hall, New Jersey 1996.



Obrázok 1: Faktory ovplyvňujúce ceny (Zdroj: Hilbers et al., 2008)

S otázkou bývania súvisia rôzne ekonomické aktivity, ktoré majú významný podiel na vývoji HDP. Hilbers (2008) odhaduje tento podiel na 5 až 10 percent HDP. Vývoj cien nehnuteľností môže mať významný vplyv na spotrebu a rast (Európska centrálna banka, 2003)

Dostupnosť dát

Podľa Hilbersa (2008) trh s nehnuteľnosťami patrí medzi menej prehľadné trhy aktív. Neexistuje jednotný súbor údajov pre celú Európu. Mnoho národných agentúr zaoberajúcich sa zberom údajov, vrátane štatistických úradov a centrálnych bánk sa snažia o spracovanie informácií týkajúcich sa realitného trhu, avšak rozsah a definície sa veľmi líšia. Niektoré údaje pochádzajú úplne, alebo čiastočne zo súkromných zdrojov, ktoré nemôžu pokryť celý trh. Z hľadiska štatistického spracovania resp. modelovania sú dostupné časové rady často krátke.

2. Metódy a údajová základňa

Analyzujeme 18 faktorov, ktoré ovplyvňujú ceny nehnuteľností za 1m². Údajová základňa je čerpaná z NBS a zo Štatistického úradu Slovenskej republiky (Cár, 2009). Spracovanie dát cien nehnuteľností zabezpečuje Národná asociácia realitných kancelárií (NARKS), z ktorou NBS uzavrela zmluvu o spolupráci. Údaje o cenách nehnuteľností za 1m² sú k dispozícii od prvého štvrtého roka 2004.

Vzhľadom na to, že sa zaoberáme časovými radmi, časový rad reziduí lineárnej regresie musí byť stacionárny, aby odhadnutý vzťah prezentoval rovnováhu z dlhodobého hľadiska. V opačnom prípade by mohli byť výsledkom tzv. falošné regresie. Stacionaritu reziduí sme testovali pomocou rozšíreného Dickey-Fuller testu (ADF test). Nulová hypotéza je jednotkový koreň, ktorý predstavuje nestacionaritu (Hamilton, 1994). Do našej analýzy sme zaradili všetky premenné, ktorých P hodnota Dickeyovho-Fullerovho unit root testu je menšia ako 0,05. Tieto premenné sú zvýraznené v Tabuľke 1.

Na posúdenie vplyvu rôznych faktorov sa používa úseková analýza (Mojžiš, 2006). Kľúčovým prvkom úsekovej analýzy je Pearsonov korelačný koeficient, ktorý je mierou lineárnej závislosti.

Vzhľadom na to, že úseková analýza je menej známa metóda, popíšeme ju podrobnejšie. Nech k je počet faktorov X , Y analyzovaná závislá premenná, r_{ij} ($i, j=1, 2, \dots, k$) sú Pearsonové korelačné koeficienty medzi faktormi, X_i a X_j , r_{iY} ($i = 1, 2, \dots, k$) je Pearsonov korelačný koeficient medzi faktorom X_i a Y . Úsekové koeficienty π_{iY} ($i=1, 2, \dots, k$) sa vypočítajú riešením lineárnych rovníc

$$\begin{pmatrix} 1 & r_{12} & \dots & r_{1k} \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ r_{k1} & r_{k2} & \dots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{1Y} \\ \vdots \\ \pi_{kY} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} r_{1Y} \\ \vdots \\ r_{kY} \end{pmatrix} \quad (1)$$

Úsekový koeficient sa niekedy označuje ako priamy účinok, alebo priamy vplyv.

Úsekový koeficient π_{UY} faktora U , ktorý nie je zahrnutý v modeli, sa vypočíta podľa vzťahu

$$\pi_{UY} = \sqrt{1 - \sum_{i=1}^k r_{iY} \pi_{iY}} \quad (2)$$

Nepriamy vplyv faktora X_i cez faktor X_j na premennú Y sa vypočíta podľa vzťahu

$$r_{ij} \pi_{jY} \quad (i, j = 1, 2, \dots, k) \quad (3)$$

Celkový efekt T , tj. príspevok všetkých faktorov X priamo ovplyvňujúcich premennú Y , je

$$T = \sum_{i=1}^k r_{iY} \pi_{iY} \quad (4)$$

Štatistickú významnosť hodnoty T možno odhadnúť podľa štatistik

$$f = T(N-k-1)/(1-T) \quad (5)$$

kde N je veľkosť vzorky. Štatistika je porovnávaná s kritickou hodnotou Fischerovho rozdelenia $F_{\alpha}(k, N-k-1)$. Ak je hodnota f je väčšia ako kritická hodnota $F_{\alpha}(k, N-k-1)$, potom vplyv na skúmaný jav – skúmaná premenná Y – je významný na hladine významnosti α .

3. Výsledky

Stacionaritu reziduí lineárnej regresie sme testovali pomocou ADF testu (Augmented Dickey-Fuller). Výsledky sú prezentované v Tabuľke 1. Korelačná matica premenných je uvedená v Tabuľke 2, úsekové koeficienty v Tabuľke 3 a matica nepriameho vplyvu sa nachádza v Tabuľke 4.

Tabuľka 1: Korelačné koeficienty medzi faktormi vplývajúcimi na vývoj cien bytov a cenami bytov a výsledok rozšíreného Dickey-Fuller testu

Premenná X_i	Korelácia premennej (X_i) s cenami nehnuteľností (Y)	P hodnota - ADF testu
----------------	---	-----------------------------

Stav obyvateľov - celkom	0,71	0,0427
Stav obyvateľov vo veku 25 - 44 rokov	0,86	0,0048
HDP	0,88	0,0043
Hrubý disponibilný dôchodok domácností	0,80	0,0638
Hrubé úspory domácností	0,25	0,0893
Objem termínovaných vkladov domácností	0,44	0,0326
Objem poskytnutých úverov domácnostiam - celkom	0,81	0,0022
Objem poskytnutých úverov domácnostiam na bývanie	0,80	0,0318
Úrokové sadzby na úvery domácnostiam	-0,43	0,0786
Úrokové sadzby na úvery domácnostiam na bývanie	0,80	0,0547
Objem hrubého fixného kapitálu určeného na výstavbu budov	0,60	0,0577
Objem hrubého fixného kapitálu určeného domácnostiam	0,76	0,0056
Objem stavebnej produkcie v tuzemsku	0,67	0,0622
Objem stavebnej produkcie v bytových budov	0,82	0,0732
Počet začatých bytov	0,46	0,2524
Počet dokončených bytov	0,37	0,0291
Počet rozostavaných bytov	0,81	0,0074
Miera nezamestnanosti	-0,80	0,0303

Tabuľka 2: Korelačná matica faktorov vplývajúcich na vývoj cien bytov

	Stav obyvateľov - celkom	Stav obyvateľov vo veku 25 - 44 rokov	HDP	Objem termínovaných vkladov domácností	Objem poskytnutých úverov domácnostiam - celkom	Objem poskytnutých úverov domácnostiam na bývanie	Objem hrubého fixného kapitálu určeného domácnostiam	Počet dokončených bytov	Počet rozostavaných bytov	Miera nezamestnanosti
Stav obyvateľov - celkom	1	0,93	0,81	-0,07	0,83	0,84	0,69	0,44	0,94	-0,41
Stav obyvateľov vo veku 25 - 44 rokov	0,93	1	0,93	0,15	0,85	0,86	0,84	0,47	0,98	-0,71
HDP	0,81	0,93	1	0,93	0,15	0,85	0,86	0,84	0,47	0,98
Objem termínovaných vkladov domácností	-0,07	0,15	0,93	1	0,12	0,05	0,21	0,16	0,12	-0,58
Objem poskytnutých úverov domácnostiam - celkom	0,83	0,85	0,15	0,12	1	0,98	0,78	0,41	0,80	-0,58
Objem poskytnutých úverov domácnostiam na bývanie	0,84	0,86	0,85	0,05	0,98	1	0,78	0,42	0,81	-0,56
Objem hrubého fixného kapitálu určeného domácnostiam	0,69	0,84	0,86	0,21	0,78	0,78	1	0,70	0,77	-0,78
Počet dokončených bytov	0,44	0,47	0,84	0,16	0,41	0,42	0,70	1	0,41	-0,30
Počet rozostavaných bytov	0,94	0,98	0,47	0,12	0,80	0,81	0,77	0,41	1	-0,63
Miera nezamestnanosti	-0,41	-0,71	0,98	-0,58	-0,58	-0,56	-0,78	-0,30	-0,63	1

Tabuľka 3: Úsekové koeficienty – priamy vplyv faktorov na cenu bytov

Premenná	Úsekový koeficient
Stav obyvateľov - celkom	-0,39
Stav obyvateľov vo veku 25 - 44 rokov	1,13
HDP	-0,0006

Objem termínovaných vkladov domácností	0,26
Objem poskytnutých úverov domácnostiam - celkom	0,25
Objem poskytnutých úverov domácnostiam na bývanie	0,16
Objem hrubého fixného kapitálu určeného domácnostiam	-0,19
Počet dokončených bytov	-0,01
Počet rozostavaných bytov	-0,15
Miera nezamestnanosti	-0,02

Tabuľka 4: Nepriamy vplyv faktorov na cenu bytov

	Stav obyvateľov - celkom	Stav obyvateľov vo veku 25 - 44 rokov	HDP	Objem termínovaných vkladov domácností	Objem poskytnutých úverov domácnostiam - celkom	Objem poskytnutých úverov domácnostiam na bývanie	Objem hrubého fixného kapitálu určeného domácnostiam	Počet dokončených bytov	Počet rozostavaných bytov	Miera nezamestnanosti
Stav obyvateľov - celkom	x	1,0513	-0,0005	-0,0179	0,2033	0,1346	-0,1303	-0,0045	-0,1365	0,0080
Stav obyvateľov vo veku 25 - 44 rokov	-0,3666	x	-0,0006	0,0387	0,2093	0,1376	-0,1600	-0,0048	-0,1420	0,0137
HDP	-0,3204	1,0468	x	0,2390	0,0368	0,1363	-0,1634	-0,0086	-0,0689	-0,0189
Objem termínovaných vkladov domácností	0,0273	0,1694	-0,0006	x	0,0284	0,0082	-0,0396	-0,0016	-0,0168	0,0113
Objem poskytnutých úverov domácnostiam - celkom	-0,3262	0,9628	-0,0001	0,0298	x	0,1575	-0,1472	-0,0042	-0,1167	0,0112
Objem poskytnutých úverov domácnostiam na bývanie	-0,3314	0,9720	-0,0005	0,0133	0,2418	x	-0,1489	-0,0042	-0,1173	0,0108
Objem hrubého fixného kapitálu určeného domácnostiam	-0,2704	0,9516	-0,0005	0,0537	0,1903	0,1254	x	-0,0071	-0,1114	0,0150
Počet dokončených bytov	-0,1753	0,5353	-0,0005	0,0403	0,1002	0,0665	-0,1322	x	-0,0590	0,0058
Počet rozostavaných bytov	-0,3698	1,1029	-0,0003	0,0297	0,1970	0,1291	-0,1454	-0,0041	x	0,0122
Miera nezamestnanosti	0,1625	-0,7981	-0,0006	-0,1503	-0,1421	-0,0894	0,1475	0,0030	0,0917	x

Celkový efekt T je 0,87658. Hodnota f štatistiky je 120,74903. F štatistika je porovnaná s kritickou hodnotou Fischerovho rozdelenia t.j. 2,44991. Hodnota f štatistiky je väčšia ako kritická hodnota, preto vplyv uvažovaných faktorov na ceny bytov na hladine významnosti 0,05 je významný. Úsekový koeficient faktora nezahrnutého do modelu pUY je 0,35130. Ako ukázal výsledok testu, napriek jeho pomerne vysokej hodnote je model usekovej analýzy vhodný.

4. Záver

Naše výsledky potvrdzujú výsledky niektorých autorov. Vzťahy medzi premennými sú vo všeobecnosti nelineárne, preto by v budúcnosti mohol byť zaujímavý výber premenných pomocou neurónových sietí, ktoré by boli vhodné aj na prognózu vývoja cien bytov.

5. Literatúra

- [1] Cár, M., 2009. *Aktuálny a očakávaný vývoj cien nehnuteľnosti na bývanie na Slovensku*. In: Biatec, Vol. 17, 11/2009, pp. 2-6. Bratislava.
- [2] Cár, M., 2009. *Výber faktorov ovplyvňujúcich ceny nehnuteľnosti na bývanie na Slovensku*. In: Biatec, Vol. 17, 3/2009, pp. 2-8. Bratislava.
- [3] Di Pasquale, D., Wheaton, W. C., 1996. *Urban Economics and Real Estate Markets*. New Jersey: Prentice Hall.
- [4] European Central Bank, 2003. *Structural factors in the EU Housing Markets*. European Central Bank. Frankfurt.

- [5] Hamilton, J. D., 1994. *Time series analysis*. In: Princeton University Press. pp. 799, ISBN 9780691042893
- [6] Hilbers et al., 2008. *House Price Developments in Europe: A comparison*. IMF WP/08/211
- [7] Moses, E.O., 2006. *A Users's Guide to Path Analysis*. In: University Press of America. pp. 168, ISBN 9780761832317
- [8] Špírková, D., 2009. *Bytový trh na Slovensku*. In: Habilitačná práca. Brno.

Adresa autorov

Ing. Mikuláš Cár, PhD.	Ing. Miroslav Pánik	Prof. RNDr. Beata Stehlíková, CSc.
Imricha Karvaša 1	Vazovova 5	Vazovova 5
Národná banka Slovenska	STU – Ústav manažmentu	STU – Ústav manažmentu
813 25, Bratislava	812 43, Bratislava	812 43, Bratislava
mikulas_car@nbs.sk	miroslav_panik@stuba.sk	beata.stehlikova@stuba.sk

Situácia na európskom trhu práce a vybrané kľúčové ukazovatele The situation on the European Labour Market and selected key labour market indicators

Ivan Prelovský

Abstract:

The autor is focusing attention to the situation on the European labour market and mainly on selected key indicators of the labour market like Labour force participation rate, Male and female unemployment, Unemployment rate and Youth unemployment.

High unemployment rate is a major ongoing economic problems of the European Union and individual Member States.

Key words:

european labour market, unemployment, unemployment rate, male and female unemployment, youth unemployment, demographic statistics

Kľúčové slová:

európsky trh práce, nezamestnanosť, miera nezamestnanosti, nezamestnanosť mužov a žien, nezamestnanosť mladých, demografická štatistika

JEL classification: J1, J62, J64

Nezamestnanosť a vysoká miera nezamestnanosti sú popredným pretrvávajúcim hospodárskym problémom Európskej únie (EÚ-27) a jednotlivých členských štátov.

Celkový prehľad o situácii v EÚ-27 :

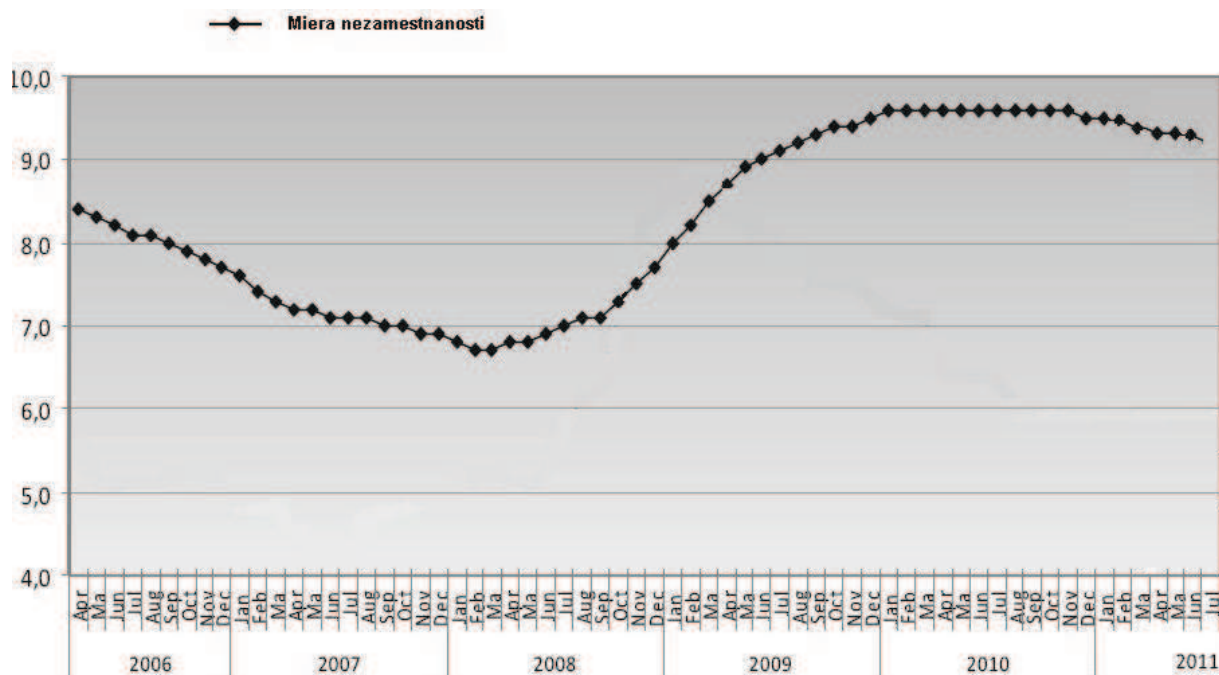
- Nezamestnanosť v EÚ mierne poklesla, mnohé krajiny dosahujú nadpriemernú nezamestnanosť aj napriek tomu, že sa potvrdil klesajúci trend v polovici členských štátov,
- Zamestnanosť mužov rastie rýchlejšie ako zamestnanosť žien,
- Nezamestnanosť mládeže a mladých ľudí zostáva vysoká (20,4% v EÚ-27) a naďalej sa zvyšuje v polovici členských štátov,
- Firmy očakávajú zvýšenie zamestnanosti (s výnimkou stavebníctva) v budúcom období, čo potvrdzujú aj rastúce náborové aktivity firiem.

Kľúčové ukazovatele trhu práce v EÚ-27

EU27	Rok				Mesiac			Rozdiel za mesiac		Rozdiel za rok	
	2000	2008	2009	2010	2010 Apr	2011 Mar	2011 Apr		%		%
Nezamestnanosť (v tis.)	19 532	16 788	21 469	23 094	23 282	22 383	22 378	-5	0.0	-904	-3.9
Muži	9 748	8 681	11 801	12 634	12 800	12 045	12 034	-11	-0.1	-766	-6.0
Ženy	9 784	8 108	9 668	10 460	10 481	10 337	10 344	7	0.1	-137	-1.3
Mládež do 25	5 043	4 217	5 234	5 333	5 407	5 032	5 008	-24	-0.4	-399	-7.4
Miera nezamestnanosti (%)	8.7	7.1	9.0	9.7	9.7	9.3	9.3	0.0	-	-0.4	-
Muži	7.8	6.7	9.1	9.7	9.8	9.2	9.2	0.0	-	-0.6	-
Ženy	9.8	7.6	9.0	9.6	9.6	9.5	9.5	0.0	-	-0.1	-
Mládež do 25	17.4	15.8	20.1	21.1	21.2	20.4	20.4	0.0	-	-0.8	-

Miera nezamestnanosti sa v EÚ v máji 2011 mierne upokojila, situácia sa zlepšuje...

Vo februári 2011 sa miera nezamestnanosti v EÚ-27 mierne upokojila o 0,1 pps (percentage points - percentuálny bod) na 9,5%, potom čo bola stabilná na úrovni 9,6% po dobu dvanástich mesiacov v roku 2010. V máji 2011 sa miera nezamestnanosti postupne znížila na úroveň 9,3%. Miera nezamestnanosti sa znížila v trinástich, ale zvýšila sa v dvanástich členských štátoch v rozmedzí od -2,8 pps v Lotyšsku a +3,9 pps v Grécku. V eurozóne nastal mierny pokles na 9,9%. Miera nezamestnanosti je späť na úrovni konca roka 2009. V porovnaní s predchádzajúcimi tromi mesiacmi, miera nezamestnanosti zostala stabilná vo väčšine členských štátov, poklesla v siedmich krajinách a narástla v štyroch, vrátane Španielska.



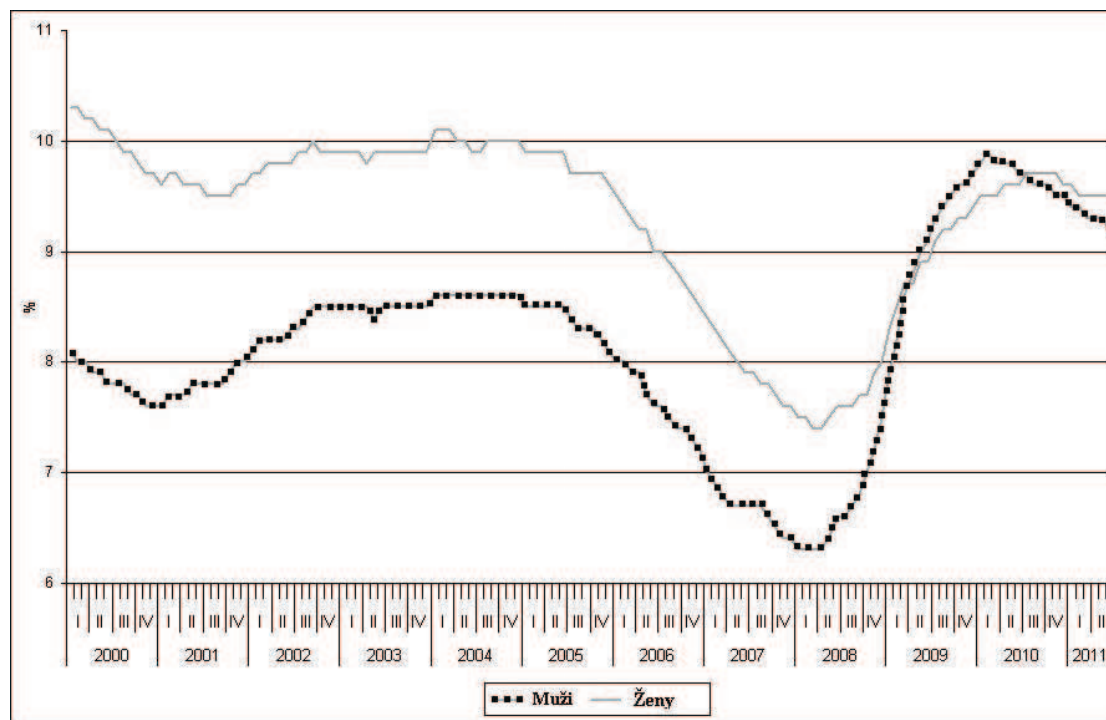
Graf. č. 1 Vývoj miery nezamestnanosti za 5 rokov

Nezamestnanosť mužov a žien

Rozdiel medzi mierou zamestnanosti žien a mužov sa znížil o 0,4 percentuálneho bodu. Na úrovni členských štátov existujú významné rozdiely v celej EÚ. Malta, Taliansko a Grécko majú najnižšie miery zamestnanosti žien, zatiaľ čo Litva, Estónsko a Lotyšsko majú najnižšiu zamestnanosť mužov (EK: Výročná správa 2010: Pokrok v oblasti rovnosti mužov a žien). Miery nezamestnanosti mužov a žien sa od roku 2009 v dôsledku krízy zvýšili a v súčasnosti sú na úrovni 9,5% u žien a 9,2% u mužov.

Celkový počet nezamestnaných naďalej pomaly klesá (máj 2011) v porovnaní s aprílom 2011 (-5000 nezamestnaných a -904 000 ako v máji 2010). Tento ročný pokles je v prvom rade zapríčinený zlepšením nezamestnanosti mužov (-766 000 ako v máji 2010), zatiaľ čo nezamestnanosť žien poklesla veľmi mierne (-137 000 v rovnakom období). Aj keď absolútny počet nezamestnaných mužov je stále nad počet nezamestnaných žien, miera nezamestnanosti u žien bola 9,5% v máji 2011, oproti 9,2% u mužov.

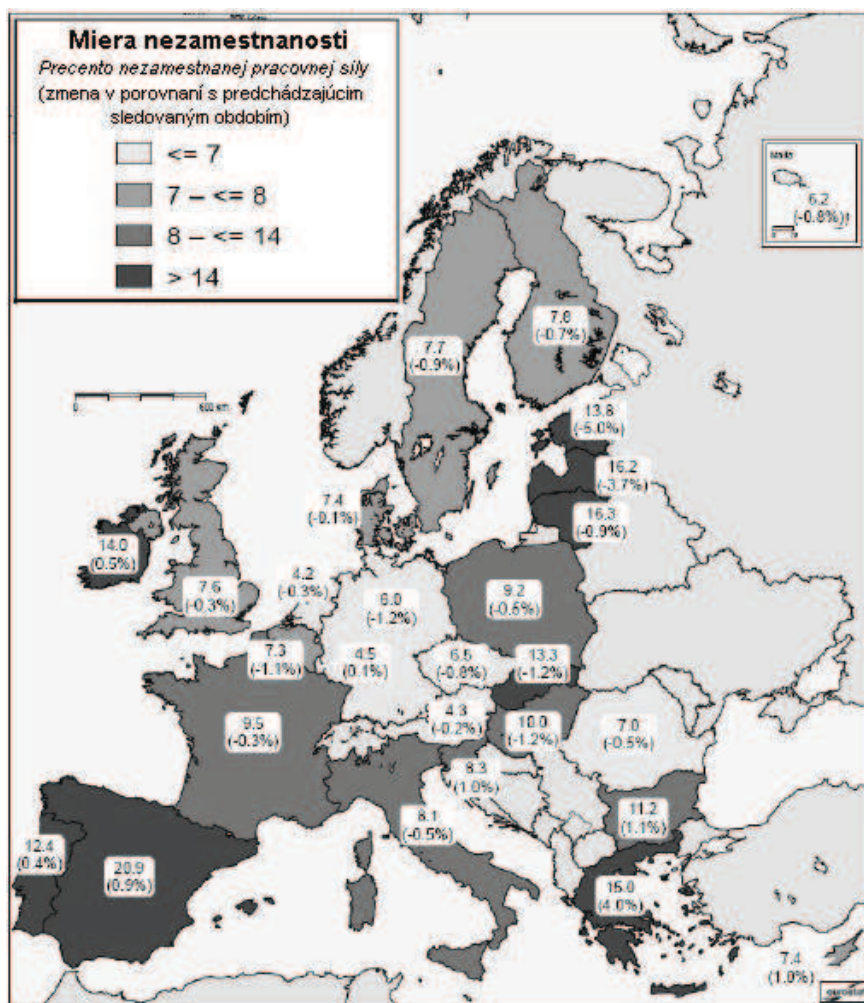
Zaujímavé je, že vzhľadom na to, že mužská populácia bola zasiahnutá krízou najviac, sa nezamestnanosť žien do februára 2011 zvýšila (+282 000), zatiaľ čo nezamestnanosť mužov nakoniec klesla (-312 000).



Graf. č. 2 Vývoj miery nezamestnanosti mužov a žien

Potvrdil sa klesajúci trend v niektorých členských štátoch

Mierne zlepšenie na európskej úrovni možno vysvetliť poklesom miery nezamestnanosti zaznamenaných v trinástich krajinách, znázornené na obrázku č. 1. V pobaltských krajinách, ťažko zasiahnutých nezamestnanosťou, došlo k výraznému zlepšeniu. Miera nezamestnanosti v Lotyšsku klesla o 3,7 pps, v Estónsku o 5,0 pps v priebehu roka a v menšej miere o 0,9 pps v Litve za posledné 3 mesiace. Krajiny s nižšou ako priemernou mierou nezamestnanosti zaznamenali tiež pokles. Nemecko zaznamenalo výrazný pokles nezamestnaných v porovnaní s posledným rokom (-1,2 pps alebo - 498 000 osôb), pokles nastal aj vo Švédsku (- 0,9 pps), Fínsku (- 0,7 pps), Českej republike (- 0,8 pps), Maďarsku (-1,2 pps), Belgicku (-1,1 pps), na Malte (-0,8 pps), v Anglicku, Taliansku, Poľsku, Francúzsku a v Rumunsku. Na Slovensku bol v máji zaznamenaný tiež výrazný pokles o 1,2 pps v porovnaní s predchádzajúcim obdobím na úroveň 13,3%.



Obrázok č. 1 Miera nezamestnanosti v máji 2011 a zmeny miery nezamestnanosti v porovnaní s predchádzajúcim rokom

Na druhej strane, nezamestnanosť vykazuje nárast v krajinách aj tak s už vyššou ako priemernou mierou nezamestnanosti. To je najmä prípad Grécka (nárast o 200 000 alebo + 4,0 pps), Španielska (nárast o 169 000 nezamestnaných alebo + 0,9 pps), Bulharska (nárast o 25 000 alebo + 1,1 pps), Portugalska (nárast o 23 000 alebo +0,4 pps), Chorvátska (+ 1,00 pps) a Írska.

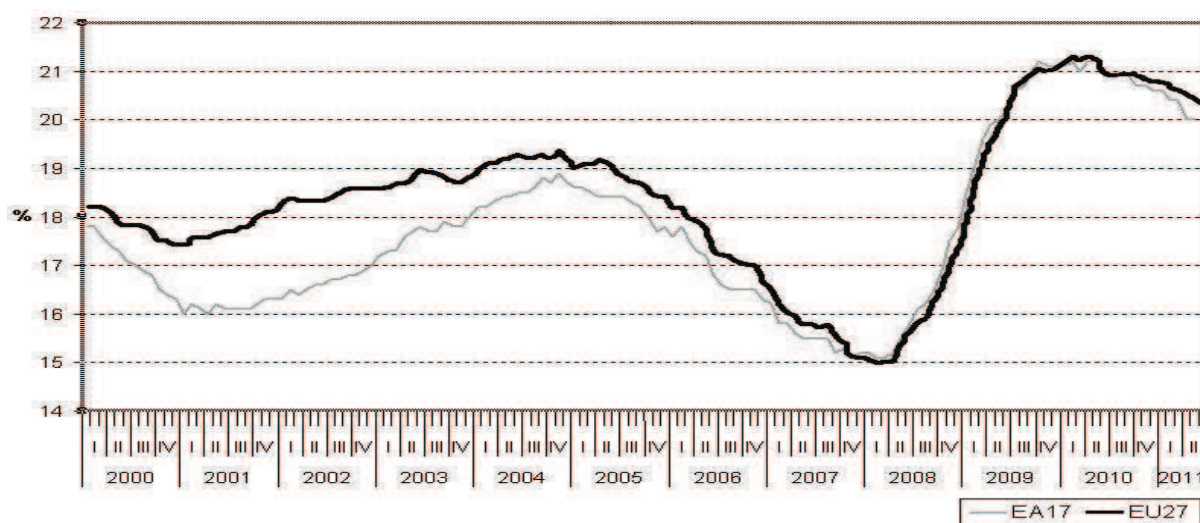
Španielsko stále zaznamenáva najvyššiu mieru nezamestnanosti medzi členskými štátmi (20,9%), nárast o 0,5 pps v porovnaní s predchádzajúcimi piatimi mesiacmi.

Nezamestnanosť mládeže poklesla, ale naďalej vykazuje vysoké hodnoty

V júli tohto roka bolo v Európskej únii 5,115 mil. nezamestnaných mladých ľudí vo veku do 25 rokov. Oproti júlu 2010 však počet mladých nezamestnaných klesol o 173 tisíc. V júli bola nezamestnanosť mladých ľudí 20,7 % v rámci celej EÚ a 20,5 % v rámci eurozóny. V júli minulého roka bola v rámci EÚ aj eurozóny zhodne 20,9 %.

Miera nezamestnanosti mládeže klesla júli o 0,3 pps na 20,4% v porovnaní s marcom 2011 a o 0,8 pps za posledný rok. To zodpovedá poklesu 24 000 nezamestnaných mladých ľudí vo veku do 25 a 399 000 v porovnaní s predchádzajúcim rokom. Prognózy na ďalšie obdobia sú priaznivé. Miera nezamestnanosti mladých ľudí zostáva výrazne vyššia ako u iných vekových skupín s 12 pps rozdielom (miera nezamestnanosti pre vekovú skupinu 25-74 bola na začiatku roka 8,3%). Za posledný rok nezamestnanosť mladých najviac poklesla v Estónsku (-19,3 pps) a Lotyšsku (-9,3 pps), pričom v Grécku vzrástla o 8,7 pps na 38,5%. Všeobecne platí,

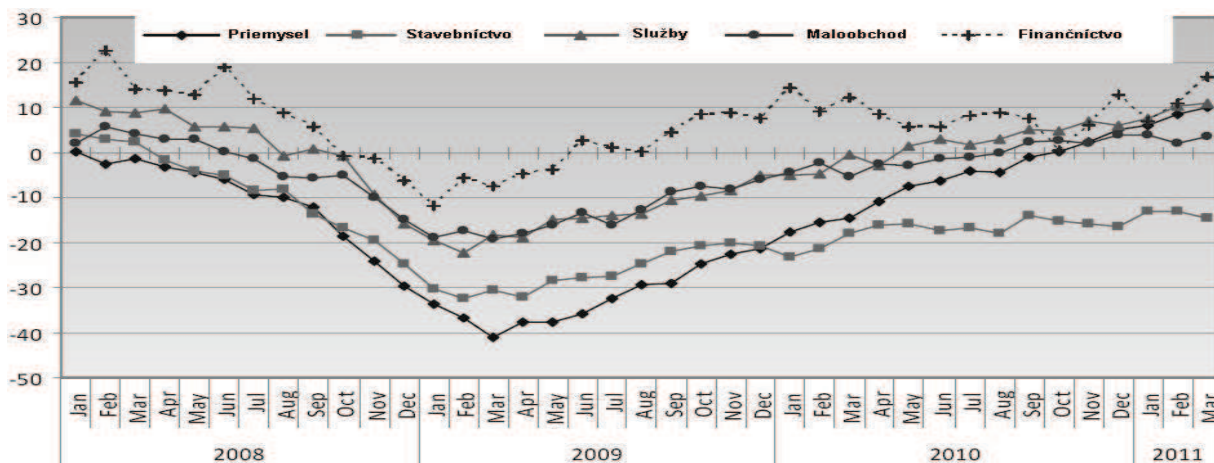
že v dvanástich krajinách táto miera nezamestnanosti poklesla a v trinástich krajinách narástla. Nemecko a Holandsko zaznamenávajú najnižšiu mieru nezamestnanosti mladých ľudí (7,4% a 7,9%) s predpokladom zlepšenia (o 2 pps a 1,4 pps počas tohto roka). Osemnásť členských štátov má mieru nezamestnanosti mladých ľudí nad 20%, vrátane šiestich krajín s vyššou ako 30%. Počas posledných šiestich mesiacov neustále rastie miera nezamestnanosti mladých v Bulharsku (o 5,6 pps), v Írsku (o 3,5 pps), v Grécku (o 2,6 pps), v Maďarsku (o 1,9 pps), v Poľsku a v Spojenom kráľovstve (zhodne o 1,6%). Španielsko dosiahlo nové historické maximum so 46,2% mierou nezamestnanosti (v porovnaní s rokom 2007 rapidný nárast o 26 pps). S mierou nezamestnanosti mladých ľudí 32,9 % patrí Slovensko medzi 5 štátov EÚ-27 s najvyššou mierou nezamestnanosti mladých a značne prevyšuje priemer EÚ (20,7 %).



Graf č. 3 Miera nezamestnanosti mladých ľudí do 25 rokov

Firmy očakávajú zvýšenie zamestnanosti...

Úroveň nezamestnanosti na začiatku roka zostala približne rovnaká na úrovni minulého roka, s vyhlídkou na mierne zlepšenie situácie na trhu práce. Podľa marcového prieskumu „Business and Consumer Surveys“ vykonaného Európskou Komisiou, firmy očakávajú zvýšenie zamestnanosti v najbližších mesiacoch v priemysle, službách, maloobchode a vo finančnom sektore. Vyhlídky na zlepšenie zamestnanosti sú predovšetkým v priemysle a v službách, zatiaľ čo v stavebníctve sa stále očakáva zníženie zamestnanosti v najbližších mesiacoch (graf 3).



Graf č. 4 Vývoj zamestnanosti v jednotlivých odvetviach

Záverom možno konštatovať, že situácia na európskom trhu práce sa stabilizuje a je predpoklad postupného znižovania miery nezamestnanosti v jednotlivých krajinách.

Literatúra

- [1] EUROPEAN COMMISSION. Statistics and analysis. In: www.ec.europa.eu [online]
Dostupné z WWW: <<http://ec.europa.eu/social/main.jsp?catId=113&langId=en>>
- [2] EUROSTAT. Employment and unemployment (Labour Force Survey).
In: www.epp.eurostat.ec.europa.eu [online]. Dostupné z WWW: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/employment_unemployment_lfs/data/maintables>
- [3] EUROSTAT. Unemployment statistic. In: www.epp.eurostat.ec.europa.eu [online].
Dostupné z WWW: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Unemployment_statistics#Male_and_female_unemployment_trends>
- [4] EUROPEAN COMMISSION. Business and Consumer Surveys. Economic databases and indicators. In: www.ec.europa.eu [online]
Dostupné z WWW: <http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/index_en.htm>
- [5] EUROFOUND. European Working Conditions Observatory.
In: www.eurofound.europa.eu/ [online] Dostupné z WWW: <<http://www.eurofound.europa.eu/ewco/index.htm>>
- [6] EUROPEAN COMMISSION. Výročná správa 2010. Pokrok v oblasti rovnosti mužov a žien In: www.europarl.europa.eu [online]
Dostupné z WWW: <[http://www.europarl.europa.eu/RegData/docs_autres_institutions/commission_europeenne/sec/2011/0193/COM_SEC\(2011\)0193_SK.doc](http://www.europarl.europa.eu/RegData/docs_autres_institutions/commission_europeenne/sec/2011/0193/COM_SEC(2011)0193_SK.doc)>
- [7]. ŠTATISTICKÝ ÚRAD SR. In: www.statistics.sk [online]

Adresa autora:

Ivan Prelovský, Ing.
Ústav inžinierskych štúdií
Slovenská Technická Univerzita v Bratislave
Vazovova 5
812 43 Bratislava
ivan.prelovsky@stuba.sk

Aplikace metod shlukové analýzy na data z pojišťoven **Application of cluster analysis methods to insurance companies data**

Lukáš Sobíšek, Vanda Vintrová, Tomáš Vintr, Lukáš Pastorek, Hana Řezanková

Abstract: The aim of this paper is to evaluate selected clustering techniques used for revealing the hidden relations in the client data of the insurance company. On the basis of the analyses results and our knowledge of the clustered objects we made an expert estimation of the correctness of the results to compare these methods. We applied self-organizing maps, neural gas algorithm, k -means method, fuzzy c -means method for the analyses. We found that only neural gas algorithm identified clusters with meaningful interpretation.

Key words: Clustering methods, self-organizing maps, neural gas algorithm, k -means method, fuzzy c -means method, U-matrix

Klíčová slova: metody shlukování, samoorganizující se mapy, algoritmus neuronového plynu, metoda k -průměrů, metoda fuzzy c -průměrů, U-matice

JEL classification: C49, G22, M31

1. Úvod

Marketingoví výzkumníci a odborníci na strategický marketing se snaží vypořádat se specifiky dnešní doby, mezi něž náleží rostoucí náklady na reklamu, saturované trhy a hospodářská krize. V této situaci je žádoucí udržet si stávajícího klienta a aktivně rozvíjet vzájemnou interakci. Úspěšné řízení vztahu se zákazníkem závisí na znalosti zákazníka a jeho potřeb. Mezi účinné nástroje k získání těchto informací patří segmentace zákazníků.

Segmentace trhu umožňuje separovat zákaznickou bázi na jednotlivé skupiny zákazníků se společnými rysy a tyto skupiny popsat. Segmentační analýzu lze provádět pomocí dnes již klasických metod, například metody k -průměrů či fuzzy shlukové analýzy, nebo s využitím novějších přístupů inspirovaných biologickými organismy. K těm patří samoorganizující se mapy (SOM – Self-Organizing Maps) či algoritmus neuronového plynu (NG – Neural Gas).

V tomto článku popisujeme experiment, při kterém jsme nejprve stanovili vhodný počet shluků pomocí U-matice. Poté jsme provedli shlukování objektů pomocí čtyř výše zmíněných metod. Na závěr jsme vyhodnotili kvalitu nalezených shluků, a to jednak pomocí průměrné odchylky, jednak podle možné interpretace vektorů průměrných hodnot. K přípravě a analýze dat jsme využili statistické softwarové produkty Matlab, SAS a SPSS. Analýzy pomocí SOM a NG a vizualizaci jsme provedli v prostředí Matlab, a to s využitím nástroje, který je popsán v [8].

2. Popis analyzovaných dat

Metody shlukování jsme aplikovali na zákaznická data pojišťovny působící na českém trhu. Shlukovanými jednotkami jsou pojištěná vozidla. Vztahy mezi nimi byly sledovány pomocí čtyř proměnných spojitého typu: stáří vozidla (v letech), hmotnost vozidla (v kilogramech), výkon motoru (v kilowattech) a objem motoru (v kubických metrech).

Jelikož se jedná o reálnou databázi, bylo třeba data připravit a vyčistit. Z databáze jsme odstranili řádky (vozidla) s chybějícími hodnotami a se zjevně nesmyslnými hodnotami. Protože každá proměnná je uváděna v jiných jednotkách, data jsme standardizovali na proměnné s normálním rozdělením pomocí loglineární transformace. Po datové přípravě jsme získali vyčištěných 2,1 milionů řádků.

3. Metody použité pro shlukování a vizualizaci

Pro shlukování byly využity: metoda k -průměrů, metoda fuzzy c -průměrů (FCM) samoorganizující se mapy (SOM) a algoritmus neuronového plynu (NG). Metody SOM a NG patří k postupům označovaným jako učení bez učitele, viz [7]. Pro vizualizaci byla využita tzv. U-matice.

Samoorganizující se mapy (SOM)

Tyto mapy jsou podle jejich autora nazývány též Kohonenovy mapy, viz [3]. Využívají se k transformaci nelineárních vztahů uvnitř trénovací datové množiny prostřednictvím uzlů (neuronů) na méně rozměrný (1- nebo 2- rozměrný) prostor $\mathbf{R}^n \rightarrow \mathbf{R}^2$.

Každý neuron z množiny neuronů C je reprezentován d -rozměrným váhovým vektorem (nazývaným prototyp nebo referenční vektor):

$$\mathbf{c}_i = [c_1, \dots, c_d]$$

kde d je rozměr vstupního prostoru ($\mathbf{R}^d$) a i je počet neuronů, $i = 1, \dots, c$. Vztahy mezi neurony jsou charakterizovány svým okolím, které tvoří strukturu mapy (topologii a tvar).

Kohonenovy mapy se skládají ze dvou vrstev (vstupní a výstupní vrstva). Vstupní vrstva je považována za vrstvu distribuční, kde jsou vstupní vektory představeny všem soutěžícím uzlům mřížky na mapě (výstupní vrstva), kteří o ně soutěží z hlediska nejmenší euklidovské vzdálenosti, a výstupní vrstva, která je reprezentována zmíněnými váhovými vektory.

V každém trénovacím kroku je ze vstupní množiny dat náhodně vybrán jeden vektor $\mathbf{x}_i$, $\mathbf{X} = \{\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n | \forall \mathbf{x}_i \in \mathbf{R}^d\}$, kde n je délka trénovacího datasetu, který je představen mapě neuronů. Následně jsou vypočítány vzdálenosti mezi tímto vstupním vektorem a všemi referenčními váhovými vektory na mapě. Neuron, jehož poloha je nejbližší vstupnímu vektoru, je považován za vítěze ($\mathbf{c}_k$). Vzdálenosti jsou počítány podle euklidovské metriky

$$\|\mathbf{x} - \mathbf{c}_i\| = \arg \min_i \|\mathbf{x} - \mathbf{c}_{i_k}\|. \quad (1)$$

Vítězný neuron, nazvaný angl. *Best matching unit* (BMU), a jeho topologičtí sousedé přizpůsobí svůj váhový vektor podle vzorce

$$\mathbf{c}_i(t+1) = \mathbf{c}_i(t) + \alpha(t)h_{ki}(t)[\mathbf{x}(t) - \mathbf{c}_i(t)], \quad (2)$$

kde t představuje čas, $\alpha(t)$ míru učení v čase t , $h_{ki}(t)$ rádius sousedství kolem BMU k a $\mathbf{x}(t)$ vstupní vektor v čase t .

Neuronový plyn (NG)

Algoritmus neuronového plynu [6] v sobě nezahrnuje fixní topologii mřížky, ale obsahuje seznam tzv. „pořadí sousedů“.

Během tréninku jsou vážené vektory řazeny podle euklidovské vzdálenosti od vstupního vektoru $\mathbf{x}_i$, $(\mathbf{c}_{i_0}, \mathbf{c}_{i_1}, \dots, \mathbf{c}_{i_{c-1}})$, kde $\mathbf{c}_{i_0}$ je nejbližší referenční vektor $\mathbf{x}_i$ a $\mathbf{c}_{i_1}$ je druhý nejbližší referenční vektor a $\mathbf{c}_{i_k}$, $(k \in \{0, \dots, c-1\})$, je referenční váhový vektor, pro který existuje k vektorů $\mathbf{c}_i$ takových, že:

$$\|\mathbf{x} - \mathbf{c}_i\| < \|\mathbf{x} - \mathbf{c}_{i_k}\|. \quad (3)$$

Index l , který je spojen s každým vektorem $\mathbf{c}$, je určen funkcí $l_i(\mathbf{x}, \mathbf{c})$ závisící na $\mathbf{x}$ a $\mathbf{c} = (c_1, \dots, c_c)$.

Přizpůsobení je popsáno vzorcem:

$$\Delta w_i = \varepsilon(t) \cdot h_\lambda(k_i(\mathbf{x}, \mathbf{c})) \cdot (\mathbf{x} - \mathbf{c}_i). \quad (4)$$

Běžně užívaná míra učení $\varepsilon(t) \in [0,1]$ je obvykle $\varepsilon(t) = \varepsilon_i(\varepsilon_f / \varepsilon_i)^{t/T}$, kde t představuje krok iterace a T je délka trénovací fáze. Martinec zvolil exponenciální formu funkce sousedství $h_\lambda(l_i(x, c)) = e^{(-l/\lambda(t))}$.

Parametr $\lambda(t)$ určuje počet referenčních vektorů, které aktualizují své pozice, a je dán diskretní klesající funkcí: $\lambda(t) = (\lambda_f / \lambda_i)^{t/T}$.

Metoda k -průměrů

Shlukovací metoda k -průměrů [2,4,5] iterativně minimalizuje účelovou funkci danou vzorcem

$$J_h(\mathbf{X}; \mathbf{U}_h; \mathbf{K}) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n u_{ij} d_{ij}^2, \quad (5)$$

kde $\mathbf{X} = \{x_1, \dots, x_n\}$, $\mathbf{X} \subset \mathbf{R}^d$, je množina bodů a $\mathbf{K} = \{K_1, \dots, K_k\}$ je množina prototypů, $\mathbf{U} = (u_{ij})$ označuje matici vah s podmínkami

$$J_f(\mathbf{X}; \mathbf{U}_f; \mathbf{C}) = \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^n u_{ij}^m d_{ij}^2, \quad (6)$$

$$\sum_{i=1}^k u_{ij} = 1, \forall j \in \{1, \dots, n\}, \quad (7)$$

$$\forall u_{ij} : u_{kj} = \begin{cases} 1 & \|x_j - k_k\| = \arg \min_i \|x_j - k_i\| \\ 0 & \text{jinde} \end{cases}, \quad (8)$$

a $d_{ij} = \|\mathbf{x}_j - \mathbf{k}_i\|$ je zvolená metrika, kde $\mathbf{k}_i$ je referenční vektor z K_i .

Metoda fuzzy c -průměrů (FCM)

Shlukovací metoda FCM (fuzzy c-means), viz [1,4], iterativně minimalizuje účelovou funkci danou vzorcem

$$J_f(\mathbf{X}; \mathbf{U}_f; \mathbf{C}) = \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^n u_{ij}^m d_{ij}^2, \quad (9)$$

kde $\mathbf{X} = \{x_1, \dots, x_n\}$, $\mathbf{X} \subset \mathbf{R}^d$, je množina bodů a $\mathbf{C} = \{C_1, \dots, C_c\}$ je množina prototypů, $\mathbf{U} = (u_{ij})$ označuje matici vah s podmínkami

$$\sum_{j=1}^n u_{ij} > 0, \forall i \in \{1, \dots, c\}, \quad (10)$$

$$\sum_{i=1}^c u_{ij} = 1, \forall j \in \{1, \dots, n\}, \quad (11)$$

$$\forall u_{ij} : u_{ij} = \frac{d_{ij}^{-\frac{2}{m-1}}}{\sum_{l=1}^c d_{lj}^{-\frac{2}{m-1}}}, \quad (12)$$

a $d_{ij} = \|\mathbf{x}_j - \mathbf{c}_i\|$ je zvolená metrika, kde $\mathbf{c}_i$ je referenční vektor z C_i a $m > 1$.

U-matice

U-matice (matice unifikovaných vzdáleností) graficky znázorňuje výstup metody SOM. Je využívána k vizualizaci dat z vícerozměrného do dvourozměrného prostoru. Euklidovská vzdálenost mezi referenčním vektorem příslušného shluku vstupních vektorů je zakreslena do obrazu jako funkce jasu.

4. Experiment

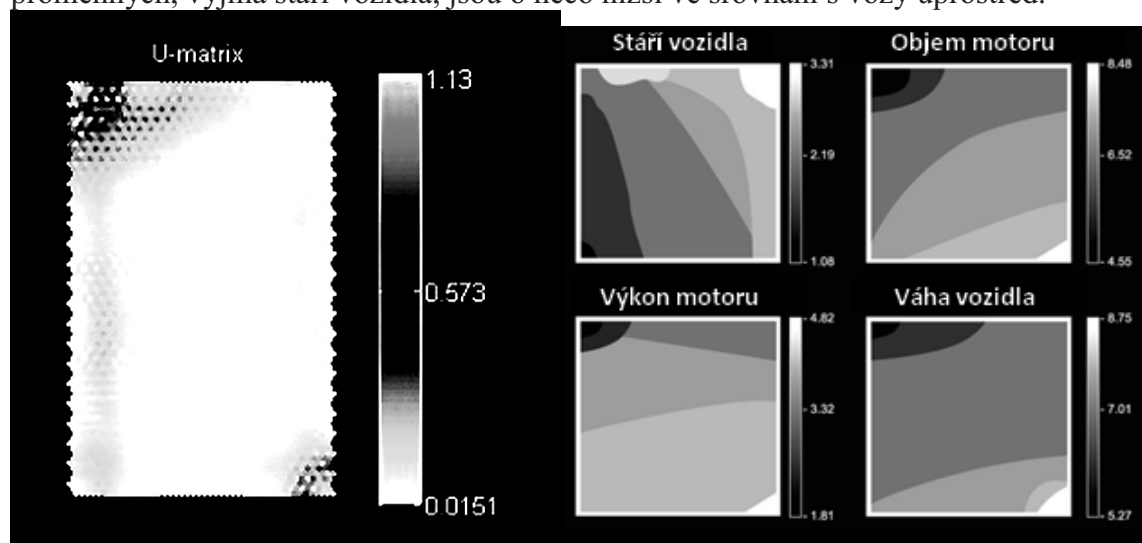
Nejprve jsme prozkoumali rozdělení použitých proměnných a identifikovali jsme počet shluků pomocí *U-matice*. Dále jsme aplikovali čtyři metody shlukování (SOM, NG, *k*-průměrů a FCM), viz kapitola 3, na zákaznická data, která jsou popsána v kapitole 2. Na závěr jsme metody vzájemně porovnali z pohledu, jak dobře odpovídají nalezené shluky reálnému rozdělení dat.

Explorační datová analýza a stanovení počtu shluků

Počet shluků jsme stanovili vizualizačním způsobem s využitím *U-matice*. Objekty, které mají podobné vlastnosti, a tudíž je považujeme za objekty náležející do stejného shluku, leží vedle sebe a mají stejný odstín (tmavý). Navzájem jsou skupiny odděleny světlým odstínem. Barevná škála slouží jako míra heterogenity. Čím více jsou shluky heterogenní (navzájem odlišné), tím světlejší je mezi nimi hranice. Identifikovali jsme pět shluků, viz obrázek 1.

Dva malé homogenní shluky (s extrémními hodnotami) leží diagonálně v levém horním rohu a v pravém dolním rohu *U-matice*. Objekty ze skupiny v levém horním rohu dosahují nejnižších hodnot proměnných *objem motoru*, *výkon motoru* a *hmotnost*. Tato skupina odpovídá kategorii malých vozidel (motocykly). Naopak vpravo dole leží skupina s maximálními hodnotami odpovídající kategorii velkých vozidel (nákladní vozy).

Většina objektů náleží do tří shluků s průměrnými hodnotami odpovídajícími kategorii osobních vozidel. Oproti extrémním rohovým skupinám se tyto tři skupiny od sebe výrazně neliší. Jeden shluk obsahuje většinu jednotek. Méně výrazná (světlá) vertikální linie odděluje na levé straně menší skupinu osobních vozů s nízkou hodnotou proměnné stáří vozidla. Nejmenší skupina osobních vozů leží vedle shluku malých vozů vlevo nahoře. Hodnoty proměnných, vyjma stáří vozidla, jsou o něco nižší ve srovnání s vozy uprostřed.



Obrázek 1: Odhad počtu shluků pomocí *U-matice*

Aplikovali jsme metody shlukování s cílem získat pět shluků a porovnali výsledky. Kvalitu shlukování jsme vyhodnotili dvěma způsoby: s využitím průměrné odchylky a interpretací shluků pomocí vektorů průměrných hodnot.

Porovnání metod na základě průměrné odchylky

Jako první kritérium pro porovnání metod shlukování jsme vybrali často volenou průměrnou odchylku, což je průměrná čtvercová odchylka objektů (vektorů) daného shluku od centra (vektoru průměru) tohoto shluku. Největší chybu vykazala metoda SOM. S nejmenší chybou bylo vyhodnoceno shlukování metodou k -průměrů, druhá nejlépe hodnocená metoda je FCM a třetí je NG. Protože tři metody dosahují velmi blízkých hodnot (liší se na druhém desetinném místě), viz tabulka 1, nepovažujeme v daném případě průměrnou odchylku za vhodné kritérium.

Tabulka 1: Průměrné odchylky

Metoda	Počet center	Průměrná odchylka
FCM	5	0,519
K-průměrů	5	0,503
SOM	5	0,609
NG	5	0,520

Porovnání metod na základě interpretace shluků pomocí vektorů průměrů

Dále jsme provedli expertní analýzu tak, že jsme porovnali hodnoty center shluků (vektory průměrných hodnot jednotlivých proměnných) u všech metod, viz tabulka 2.

Metody FCM a SOM rozdělily automobily do pěti shluků s podobnými hodnotami center. Tyto metody nenalezly shluky extrémních hodnot, a to ani motocykly, ani nákladní vozy. Metoda k -průměrů našla shluk motocyklů. Skupinu motocyklů a velkých vozů našla pouze metoda NG. Tento algoritmus navíc rozdělil osobní vozy do tří smysluplných skupin: mladší vozy nižší kategorie, starší vozy nižší kategorie a vozy vyšší kategorie. Shluky identifikované pomocí metody NG odpovídají rozdělení reálných dat.

Tabulka 2: Interpretace vektorů center shluků

Metoda	interpretace shluku	Stáří	Objem motoru	Síla motoru	Hmotnost
FCM		18,85	1238,68	42,51	1283,46
		11,53	1354,2	49,97	1435,21
		6,42	1890,27	83,25	1946,12
		4,28	1338,62	54,73	1523,58
		12,28	1823,57	75,34	1774,1
K-průměrů	osobní vozy	17,14	1364,3	47,53	1355,81
	osobní vozy	7,69	1300,39	50,33	1345,27
	malá vozidla (motocykly)	14,05	96,43	6,25	202,36
	osobní vozy	3,81	1756,23	76,37	1901,15
	osobní vozy	11,22	2057,07	85,04	2046,5
SOM		9,95	1515,78	59,77	1565,79
		7,33	1729,66	71,18	1801,95
		12,87	1342,28	50,61	1384,35
		12,35	1598,08	60,91	1603,26
		9,53	1768,34	70,63	1794,79
NG	osobní vozy (nižší třídy, mladší)	4,22	1555,45	65,88	1666,85
	osobní vozy (vyšší třídy)	11,47	1967,09	82,2	1949,98
	malá vozidla (motocykly)	14,31	93,32	5,67	203,68
	osobní vozy (nižší třídy, starší)	14,73	1327,48	46,93	1305,92
	velké vozy (nákladní vozy)	8,98	8070,74	177,44	13985,29

5. Závěr

Při hodnocení výsledků různých metod shlukové analýzy aplikovaných na pojištěná vozidla jsme zjistili, že průměrná odchylka, často doporučovaná v literatuře, se u jednotlivých metod lišila jen velmi málo. Z toho důvodu jsme výsledky posuzovali pomocí toho, zda je možné získané shluky smysluplně charakterizovat na základě průměrných hodnot sledovaných proměnných. Z použitých metod byl jako nejúspěšnější vyhodnocen algoritmus neuronového plynu, který dokázal odlišit motocykly a nákladní vozy od osobních, u nichž navíc dále rozlišil vyšší a nižší třídu, přičemž bylo zohledněno rovněž stáří vozidla.

6. Poděkování

Tento článek byl vypracován za podpory projektu IGA VSE F4/5/2011.

7. Literatura

- [1] BEZDEK, J.C. 1981. Pattern Recognition with Fuzzy Objective Function Algorithms. New York : Plenum Press.
- [2] KANDEROVÁ, M. – ÚRADNÍČEK, V. 2007. Štatistika a pravdepodobnosť pre ekonómov. 2.časť. 2. vydanie. Banská Bystrica : OZ FINANC. 194 s. ISBN 978-80-969535-6-1.
- [3] KOHONEN, T. 2001. Self-organizing maps (3rd ed.). Berlin : Springer.
- [4] KRUSE, R. – DORING, C. – Lesot, M.J. 2007. Fundamentals of Fuzzy Clustering. In: Advances in Fuzzy Clustering and its application. Chichester : John Wiley and Sons, s. 3 –29.
- [5] MacQueen, J. B. 1967. Some Methods for classification and Analysis of Multivariate Observations. In: Proceedings of 5th Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and

- Probability. University of California Press. s. 281 – 297. MR0214227. Zbl 0214.46201. <http://projecteuclid.org/euclid.bsmsp/1200512992>. Retrieved 2009-04-07.
- [6] MARTINETZ, T.M. – BERKOVICH, S.G. – SCHULTEN, K.J. 1993. „Neural-gas“ network for vector quantization and its application to time-series prediction. In: IEEE Transactions on Neural Networks, č. 4, 1993, s. 5583 – 569.
- [7] MITCHELL, T. 1997. Machine Learning. McGraw Hill, ISBN 0-07-042807-7, s. 2.
- [8] VESANTO, J. – ALHONIEMI, E. – HIMBERG, J. – KIVILUOTO, K. – PARVIAINEN, J. 2000. SOM Tool-box for Matlab 5. <http://www.cis.hut.fi/somtoolbox/>.

Adresa autorů:

Lukáš Sobíšek, Ing.¹

Vanda Vintrová, Ing.²

Tomáš Vintr, Ing.³

Lukáš Pastorek, Mgr.⁴

Hana Řezanková, prof. Ing. CSc.⁵

^{1,2,3,4,5} Vysoká škola ekonomická v Praze
nám. W. Churchilla 4
130 67 Praha 3
Česká republika

¹ lukas.sobisek@vse.cz

² vandav@email.cz

³ tomas.vintr@vse.cz

⁴ lukas.pastorek@vse.cz

⁵ hana.rezankova@vse.cz

Vizualizačné techniky vhodné na porovnanie kvality vybraných klasifikačných modelov

Visual techniques suitable for comparison of chosen classifiers

Lenka Lašová, Mária Stachová

Abstract: The central task of this paper is to present a possible visual techniques that are suitable for comparison of chosen classification models. Several plots and graphs are used to visualize the classification tree, the conditional classification tree, the random forest, the conditional random forest and the logistic regression models. Those graphs were plot using R software and its packages as lattice, ggplot2, rpart, party, randomForest and few others.

Key words: The Decision Tree, The Conditional Decision Tree, The Random Forest, The Conditional Random Forest, data mining, visualization.

Kľúčové slová: Klasifikačný strom, Podmienený klasifikačný strom, Náhodný les, Podmienený náhodný les, datamining, vizualizácia.

1. Úvod

V dnešnej dobe plnej informácií a dát môžeme označiť Data Mining (DM) za moderný a veľmi využívaný fenomén. DM je proces komplexný a zahŕňa viacero fáz, od nastolenia problému, cez prípravu a pochopenie dát, ktoré máme k dispozícii až po finálne vyhodnotenie výsledkov a ich implementácie do praxe. Každá fáza tohto procesu by mala byť čo najprehľadnejšia a to nie len pre samotného „minera“ ale aj pre koncových užívateľov. Práve pri sprehl'adňovaní celého procesu nám veľmi pomáhajú rôzne vizualizačné techniky. Tieto nástroje nám pomáhajú vizualizovať okrem dát samotných aj mnohé vzťahy a vzory medzi dátami, ďalej dokážu sprehl'adniť proces budovania DM modelov, zobrazit' výsledky a nemenej dôležité sú aj pri porovnávaní kvality jednotlivých modelov.

My sa v našom článku zameriame práve na poslednú spomínanú funkciu vizualizačných DM techník. Vychádzame z nástrojov, ktoré nám na vizualizáciu ponúkajú rôzne balíčky štatistického softvéru R [13]. V článku sa snažíme názornými metódami porovnať efektívnosť často používaných klasifikačných modelov ako sú klasifikačný strom [2], podmienený klasifikačný strom [5] [9] [10], náhodný les [1], podmienený náhodný les [5] [9] [10] a logistická regresia, ktoré sme tak isto vybudovali pomocou balíčkov R-ka.

2. Dátová množina

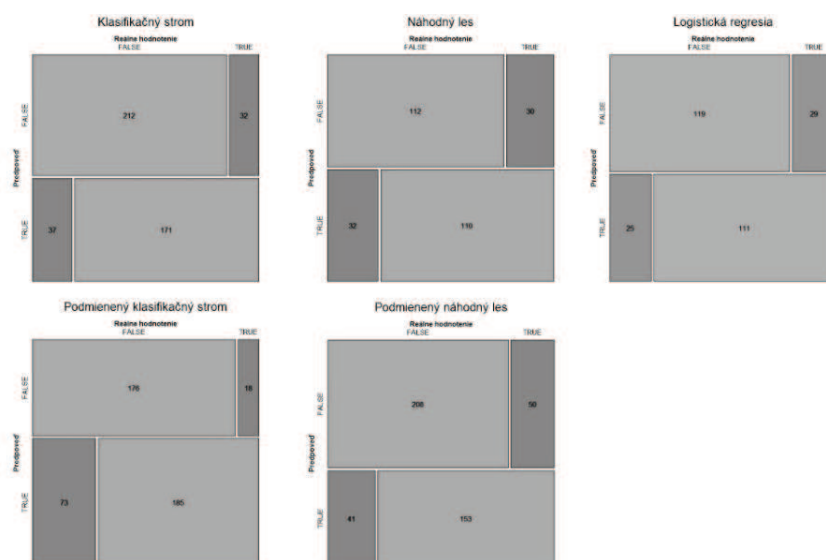
Pre našu analýzu sme použili databázu, pozostávajúcu zo 452 študentov Ekonomickej fakulty- Univerzity Mateja Bela, pričom pre každého študenta sme mali k dispozícii jeho výslednú známku zo 14-tich absolvovaných predmetov. Znamky nadobúdali hodnoty 1-6, pričom nižšia známka, znamenala vyššia úspešnosť študenta na predmete. Všetky predmety, okrem Štatistiky 1 sme označili za prediktory a predmet Štatistika 1 bola pre nás predikovaná premenná s binomickým rozdelením. Znamky 1-5 znamenali, že študent absolvoval Štatistiku 1 úspešne a známka 6 znamenala, že študent nebol úspešný na tomto predmete.

3. Metodológia

V našej práci sme použili viacero klasifikačných metód, pričom sme využívali štatistický softvér R. Klasifikovali sme dáta pomocou logistickej regresie, klasifikačného stromu, náhodného lesa, podmieneného klasifikačného stromu a podmieneného náhodného lesa. Pri logistickej regresii sme na dáta aplikovali funkciu *glm()*, ktorá je obsiahnutá v základnom balíčku programu R. Klasifikačný strom, ktorý sme použili je dostupný v knižnici *rpart()* [11] [12] príkazom *rpart()*. Pri klasifikácii pomocou náhodného lesu sme využili funkciu *randomForest()* v rovnomennej knižnici [6]. S použitím knižnice *party()* [5] sme na dáta aplikovali podmienený klasifikačný strom príkazom *ctree()* [4] a podmienený náhodný les príkazom *cforest()* [3].

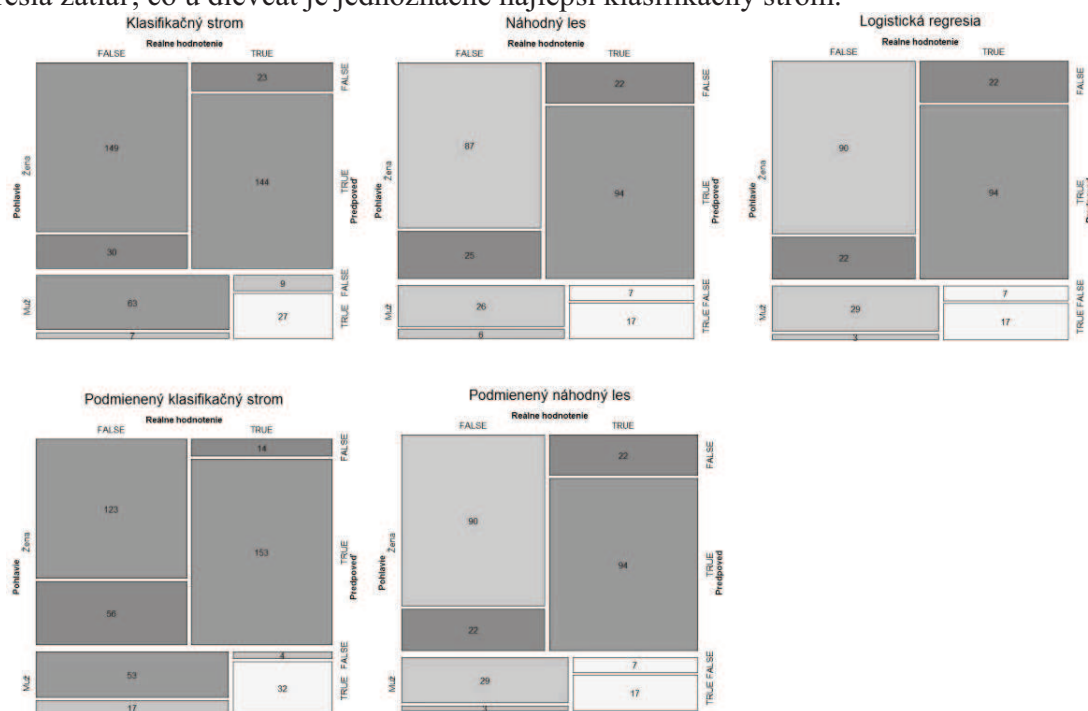
4. Výsledky

Jedným z často používaných kritérií hodnotenia klasifikačných metód je klasifikačná tabuľka. Vyjadruje akej chyby sa daná metóda dopustila, resp. v koľkých prípadoch a koľkokrát dáta zaradila správne. My sme zobrazili klasifikačnú tabuľku pri každej z metód, ktoré sme aplikovali na všetky naše dáta pomocou mozaikového grafu v programe R s vyžitím funkcie *mosaic()* dostupnej v knižnici *vcd()* [7]. Logistická regresia a klasifikačný les boli schopné predpovedať hodnoty len pre študentov, ktorých dáta v daných vysvetľujúcich premenných neobsahovali žiadne chýbajúce hodnoty. Na Obrázku 1 môžeme vidieť mozaikové grafy klasifikačných tabuliek pre jednotlivé metódy. Aj napriek tomu, že máme rôzne počty dát, ktoré sú použité v klasifikačných tabuľkách, môžeme tieto metódy na základe nich vizuálne porovnať, pretože sú zobrazené proporcionálne. Môžeme vidieť, že pokiaľ ide o správne zaradenie do skupiny FALSE (tí, čo reálne neuspeli na predmete Štatistika1) najhoršie je na tom klasifikácia pomocou podmieneného klasifikačného stromu, ostatné metódy sú porovnateľné a môžeme ich považovať za dobré. Naopak, keby bolo pre nás dôležité najmä dobré zaradenie skupiny TRUE (tí študenti, ktorí absolvovali Štatistiku 1 úspešne) podmienený klasifikačný strom poskytuje najlepšie výsledky. Ak sa ale nezameriame ani na skupinu TRUE, ani na skupinu FALSE, tak vo všeobecnosti môžeme povedať, že najlepšie výsledky dosahuje metóda klasifikačného stromu.



Obrázok 1: Porovnanie úspešnosti jednotlivých metód pomocou mozaikových zobrazení ich klasifikačných tabuliek

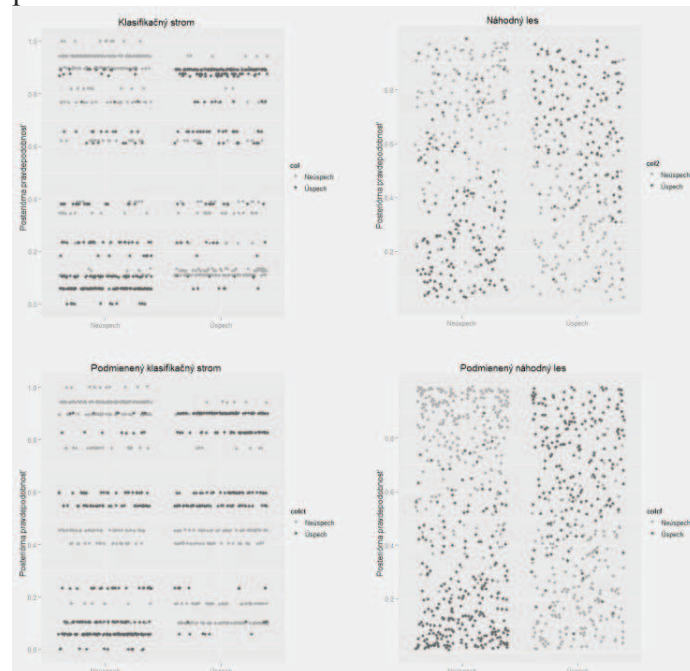
Mozaikové grafy môžeme využiť aj v prípade, ak by sme chceli porovnávať kvalitu klasifikačných metód z hľadiska ďalšej premennej ako môžeme vidieť na *Obrázku 2*. V našom prípade úlohu takejto premennej hrá pohlavie študenta. Evidentne na škole študuje viacej dievčat ako chlapcov, a radi by sme vedeli, či niektorá metóda lepšie funguje u chlapcov alebo u dievčat. Taktiež z dát vidíme, že u chlapcov je väčší pomer tých, čo nespravili ako u dievčat. Môžeme si všimnúť, že u všetkých metód zaradenie do skupiny FALSE je lepšie u chlapcov ako u dievčat a u skupiny TRUE je to naopak. Taktiež vidíme, že keby sme mohli vybrať metódu osobitne pre chlapcov, tak najlepšie výsledky vzájomne porovnateľné dávajú klasifikačný strom a logistická regresia zatiaľ, čo u dievčat je jednoznačne najlepší klasifikačný strom.



Obrázok 2: Porovnanie úspešnosti jednotlivých metód pomocou mozaikových zobrazení ich klasifikačných tabuliek s prihliadnutím na pohlavie študenta

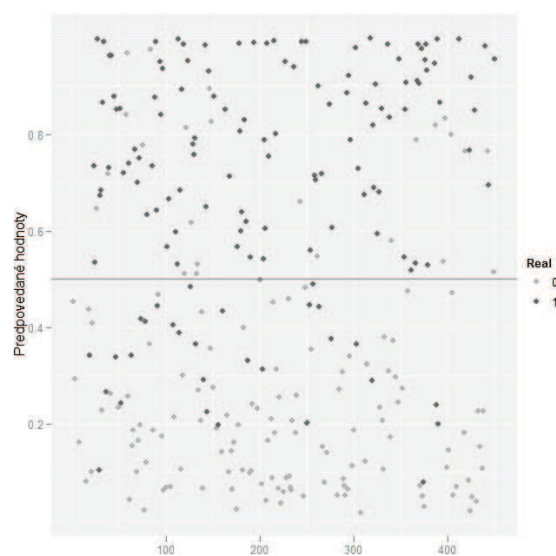
V prípade metód klasifikačný strom, náhodný les a podmienený klasifikačný strom a náhodný les je možné zobraziť nielen klasifikačnú tabuľku ale aj zodpovedajúce aposteriórne pravdepodobnosti, na základe, ktorých klasifikačná tabuľka vznikla. Na *Obrázku 3* sú zobrazené grafy pre jednotlivé metódy, ktoré sme vytvorili pomocou príkazu `qplot()` v rámci knižnice `ggplot2()` [14]. V prvom stĺpci sú dáta s reálne neúspešnými študentmi, v druhom s úspešnými. Bledo šedou farbou sú znázornené aposteriórne pravdepodobnosti pre neúspech a tmavo šedou pre úspech. Ideálny graf by mal preto obsahovať v prvom stĺpci vysoké blede šedé hodnoty a nízke tmavo šedé, zatiaľ čo v druhom stĺpci by to malo byť naopak. Oproti klasifikačnej tabuľke máme aj informáciu o tom ako veľmi si je metóda v danom prípade istá. Napríklad v prípade náhodného lesa v rozmedzí 0.6-0.7 je vcelku dosť bodov, ktoré sú tmavo šedé a teda ich metóda zle zaradila hoci len s pravdepodobnosťou 0.6-0.7, zato v prípade úspechu je s takouto pravdepodobnosťou zle zaradených pomerne menej dát. Ale ak si všimneme neistotu v prípade podmieneného klasifikačného stromu je tam viacero zle zaradených dát, ktorými si metóda nie

je „vôbec istá“ a v prípade neúspechu ich naozaj aj zle zaradí. Špeciálne u podmieneného klasifikačného stromu vidíme tu skupinu dát, ktorá tejto metóde robí najväčší problém a tiež je zrejmé, kde vznikli tie zle výsledky, ktoré boli viditeľné v klasifikačnej tabuľke. Podmienený náhodný les v porovnaní s klasickým náhodným lesom má viac dobre zaradených dát s vysokou aposteriornou pravdepodobnosťou.



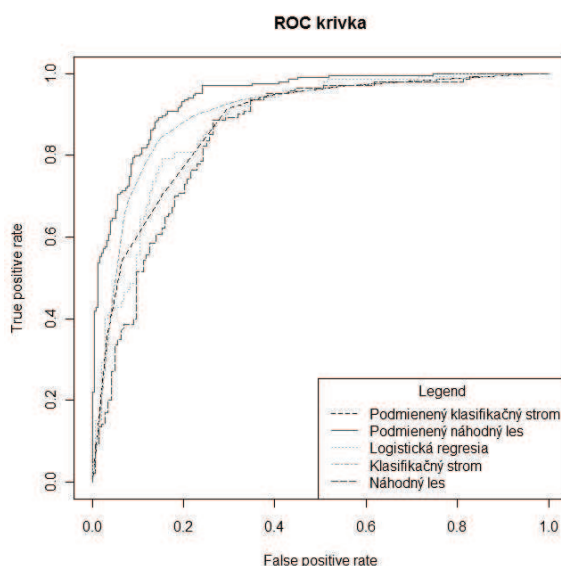
Obrázok 3: Aposteriórne pravdepodobnosti zobrazené pre klasifikačný strom, náhodný les, podmienený klasifikačný strom a podmienený náhodný les

V prípade logistickej regresie neexistuje aposteriórna pravdepodobnosť, ale keďže pracujeme s regresiou, ktorej hodnoty máme medzi 0 a 1 (neúspech, úspech), tak môžeme znázorniť na grafe hodnoty, ktoré regresia predpovedá (Obrázok 4). S hranicou, ktorá je vyznačená horizontálnou čiarou by sme prípadne mohli hýbať v zmysle, čo ešte považujeme za 0 a čo už za 1.



Obrázok 4: Hodnoty predpovedané logistickou regresiou

Ďalšou z možností na porovnanie metód je využitie ROC krivky. My sme pri jej zobrazení využili knižnicu *ROCR()* [8]. Veľkou výhodou je jednoduchá čitateľnosť tohto vizuálneho nástroja. Vyberáme tú metódu, ktorej zodpovedá maximálna plocha medzi ROC krivkou a osou x. V našom prípade najlepšie vychádza podmienený náhodný les, prípadne klasifikačný strom (Obrázok 5).



Obrázok 5: ROC krivky zostrojené pre klasifikačný strom, náhodný les, podmienený náhodný les, podmienený klasifikačný strom a logistickú regresiu

5. Záver

V našom článku sme ponúkli stručný prehľad vizualizačných techník vhodných na porovnanie kvality vybraných klasifikačných modelov využívaných v DM procese. Všetky nástroje boli vybudované pomocou príslušných balíčkov štatistického softvéru R. Táto metodologická štruktúra bola aplikovaná na reálne dáta pochádzajúce z Akademického Informačného Systému (AIS2) Univerzity Mateja Bela. Predložená práca je jedným z prvých krokov nášho pracovného tímu v snahe vhodnými metódami vyextrahovať užitočné informácie a vzťahy ukryté v dátovej množine poskytnutej touto univerzitou.

6. Literatúra

- [1] BREIMAN, L. 2001. Random forests. Machine Learning. 45, 2001, s. 5 – 32.
- [2] BREIMAN, L. - FRIEDMAN, J.H. - OLSHEN, R.A. - STONE, C.J. 1984. Classification and regression trees. Belmont CA: Wadsworth.
- [3] HOTHORN, T. BUEHLMANN, P. - DUDOIT, S. - MOLINARO, A. - VAN DER LAAN, M. 2006. Survival Ensembles. Biostatistics, 7(3), 355 - 373.
- [4] HOTHORN, T. - HORNIK, K. - ZEILIS, A. 2006. Unbiased recursive partitioning: a conditional inference framework. In: Journal of Computational and Graphical Statistics. 15(3), 2006, s. 651-674.

- [5] HOTHORN, T.- ZEILIS, A. - HORNIK, K. 2007. Let's have a party! an open-source toolbox for recursive partytioning. Research Report Series 59. Department of Statistics and Mathematics, Wirtschaftsuniversität Wien, Wien, Austria.
- [6] LIAW, A. - WIENER, M. 2002. Classification and Regression by randomForest. R News 2(3), 18-22.
- [7] MEYER, D. - ZEILEIS, A. - HORNIK, K. 2006. The Strucplot Framework: Visualizing Multi-Way Contingency Tables with vcd. Journal of Statistical Software, 17(3), 1-48. URL <http://www.jstatsoft.org/v17/i03/>
- [8] SING, T. - SANDER, O. - BEERENWINKEL, N. - LENGAUER, T. 2009. ROCR: Visualizing the performance of scoring classifiers.. R package version 1.0-4. <http://CRAN.R-project.org/package=ROCR>
- [9] STORBL, C. - BOULESTEIX, A.L. - KNEIB, T. - AUGUSTIN, T. - ZEILEIS, A. 2008. Conditional Variable Importance for Random Forests. BMC Bioinformatics, 9(307). URL <http://www.biomedcentral.com/1471-2105/9/307>.
- [10] STORBL, C. - BOULESTEIX, A.L. - ZEILEIS, A. - HOTHORN, T. 2007. Bias in Random Forest Variable Importance Measures: Illustrations, Sources and a Solution. BMC Bioinformatics, 8(25). URL <http://www.biomedcentral.com/1471-2105/8/25>.
- [11] THERNEAU, T.M. - ATKINSON, E.J. 1997 . An Introduction to Recursive Partitioning Using the RPART Routines [online].
- [12] THERNEAU, T. M. - ATKINSON, B. R port by Brian Ripley 2011. rpart: Recursive Partitioning. R package version 3.1-50. <http://CRAN.R-project.org/package=rpart>
- [13] VENABLES, W. N. & RIPLEY, B. D. 2002. Modern Applied Statistics with S. Fourth Edition. Springer, New York. ISBN 0-387-95457-0
- [14] WICKHAM, H. 2009. ggplot2: elegant graphics for data analysis. Springer New York.

Adresa autorov:

Mária Stachová, Mgr., PhD.
EF UMB
Tajovského 10
974 00 Banská Bystrica
maria.stachova@umb.sk

Lenka Lašová, RNDr., PhD.
IMI-CVV UMB
Ďumbierska 1
974 11 Banská Bystrica
lenka.lasova@umb.sk

Príspevok bol napísaný s podporou Univerzitnej grantovej agentúry Univerzity Mateja Bela v Banskej Bystrici v rámci riešenia vedecko-výskumného projektu UGA I-10-005-07.

Integrálny indikátor kvality života vybraných krajín Európskej únie

The integrated indicator of the quality of life of the selected European Union countries

Vladimír Úradníček, Emília Zimková

Abstract:

The contribution brings the construction of the integrated indicator of the quality of life of the selected European Union countries. There are four chosen indicators - total expenditures on health as % of GDP, total expenditures on health per capita, life expectancy of females at age 65, and life expectancy of males at age 65. The contribution determines the weights by the Saaty rating scale of the partial indicators and it sets the integrated indicator, which is showing the quality of life of the selected European Union countries since 1999 till 2009.

Key words: Saaty Rating Scale, Integrated indicator, Quality of life

Kľúčové slová: Saatyho metóda, integrálny indikátor, kvalita života

JEL Classification: O47, C29, J19

1. Úvod

Tlačová agentúra Slovenskej republiky s odvolaním sa na internetové vydanie nemeckého denníka Handelsblatt a agentúru APA informovala začiatkom júla 2011 o názore známeho nemeckého finančného experta Markusa Klebera, profesora v oblasti verejných financií a hospodárskej politiky na Technickej univerzite v Berlíne, ktorý sa vyslovil za odchod skupiny krajín so štrukturálnym prebytkom obchodnej bilancie z Európskej menovej únie. Konkrétne uvádzal Nemecko, Holandsko, Rakúsko, Fínsko a Luxembursko [1]. Autori príspevku v nadväznosti na uvedený názor sa rozhodli skúmať homogenitu, resp. heterogenitu uvedených krajín a krajín Vyšehradskej štvorky (Česká republika, Maďarsko, Poľsko a Slovensko) v integrovanej Európe vo väzbe na vybrané ekonomické indikátory a indikátory kvality života. Tento príspevok sa zaoberá tvorbou integrálneho indikátora kvality života pomocou bodovacej metódy s diferencovanými váhami. Môže slúžiť aj ako inšpirácia pre rozšírenie skúmania v uvedenej oblasti.

2. Zdroje dát a použitá metodológia

Na riešenie skúmanej problematiky sme využili databázu OECD dostupnú online 10.9.2011 na <http://www.oecd.org/document/16/0,3343,en_2649_34631_2085200_1_1_1_1,00.html>. Vzhľadom na publikované údaje, sme použili časový rad rokov 1999 – 2009.

Integrálny indikátor bol konštruovaný na báze bodovacej metódy, ktorá patrí medzi metódy viackriteriálneho hodnotenia, umožňujúce porovnávať objekty (v našom prípade krajiny) na základe viacerých indikátorov (v našom prípade vybraných ukazovateľov z oblasti kvality života). Cieľom je transformácia a syntetizácia hodnôt daných indikátorov do jedného, tzv. *integrálneho indikátora*, ktorý komplexne vyjadruje úroveň skúmanej oblasti (kvality života) vo vybraných objektoch (krajinách).

Východiskom metód viackriteriálneho hodnotenia je *východisková matica objektov a ich indikátorov* (Zalai a i., 2010, s. 332). Jej konštrukcia je nasledovná:

- výber objektov* zaradených do analyzovaného súboru pri dodržaní základných podmienok porovnateľnosti,
- výber vhodných indikátorov* charakterizujúcich činnosť daného objektu,
- voľba váh ukazovateľov*, ktoré vyjadrujú dôležitosť príslušného indikátora,
- určenie charakteru jednotlivých indikátorov*:
 - ak je žiadúce, aby indikátor rástol, priradíme mu charakter + 1,
 - ak je žiadúci pokles daného indikátora, priradíme mu charakter - 1,
- zostavenie východiskovej matice (tabuľka 1)*.

Tabuľka 1: Východisková matica pre viackriteriálne porovnávanie objektov (krajín)

Indikátor \ Objekt	i_1	...	i_j	...	i_m
k_1	x_{11}				x_{1m}
k_2	x_{21}				x_{2m}
$\vdots$	$\vdots$				$\vdots$
k_i	$\vdots$		x_{ij}		$\vdots$
$\vdots$	$\vdots$				$\vdots$
k_n	x_{n1}				x_{nm}
Váhy indikátorov	v_1	...	v_j	...	v_m
Charakter indikátora	+1	...	-1	...	+1

Prameň: Vlastné spracovanie podľa Zalai a kol., 2010, s. 332.

kde

m – počet indikátorov,

n – počet hodnotených objektov,

v_j – váha j -teho indikátora.

V našom príspevku sme použili bodovaciu metódu s diferencovanými váhami. Integrálny indikátor sa vypočíta podľa vzťahu:

$$I_i = \sum_{j=1}^m b_{ij} v_j, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (1)$$

kde

pri charaktere ukazovateľa +1 $b_{ij} = \frac{x_{ij}}{x_{i,\max}} * \text{maximálny počet bodov}$ (v našom prípade sme zvolili 100 bodov)

a pri charaktere ukazovateľa -1 $b_{ij} = \frac{x_{i,\min}}{x_{ij}} * \text{maximálny počet bodov}$.

Pri stanovení diferencovaných váh sme použili exaktnú Saatyho metódu. Uvedená metóda je založená na elementárnej komparačnej matici, ktorou je štvorcová matica typu $m \times m$.

Saatyho metóda sa uskutočňuje v dvoch krokoch:

1. *krok*:

Zisťovanie preferenčných vzťahov dvojíc indikátorov, tvoriacich prvky matice. Veľkosť preferencie i -teho indikátora v riadku pred j -tým indikátorom v stĺpci sa vyjadruje určitým počtom bodov zo zvolenej bodovej stupnice. Saaty navrhol ako základné deskriptory body, zodpovedajúce nepárnym číslam od 1 do 9 s významom, uvedeným v tabuľke 2.

Tabuľka 2: Deskriptory Saatyho metódy

Počet bodov	Deskriptor
1	Indikátory sú rovnako významné
3	Prvý indikátor je slabo významnejší
5	Prvý indikátor je dosť významnejší
7	Prvý indikátor je preukázateľne významnejší
9	Prvý indikátor je absolútne významnejší

Prameň: Ficová a kol., 2002, s. 134.

Na jemnejšie „rozlíšenie“ veľkostí preferencií medzi zvoleným párom indikátorov sa dajú využiť hodnoty 2,4,6, resp. 8.

Výsledkom prvého kroku je získanie pravej hornej trojuholníkovej časti tzv. *matice veľkosti preferencií*, resp. *Saatyho matice*, resp. *matice relatívnych dôležitostí*.

Ak označíme túto maticu S , potom jej ďalšie prvky dostaneme podľa vzťahov:

$s_{ii} = 1$ pre všetky i ,

$s_{ji} = 1/s_{ij}$ pre všetky i a j .

2. krok:

Odhad veľkosti váh j -teho indikátora ($\hat{v}_j$) vychádza pri exaktnom Saatyho prístupe z metódy najmenších štvorcov, keď sa rieši úloha:

$$(\hat{v}_1, \hat{v}_2, \dots, \hat{v}_m) = \hat{\mathbf{v}} = \arg \min \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \left(s_{ij} - \frac{v_i}{v_j} \right)^2, \quad (2)$$

kde

v_i = (hľadaná) váha i -teho indikátora,

v_j = (hľadaná) váha j -teho indikátora,

pričom obmedzujúce podmienky sú $\sum_{j=1}^m v_j = 1$, $v_j > 0$, $i=1, 2, \dots, m$.

Pri riešení úlohy sa použila funkcia *Riešiteľ* v softvérovom produkte *MS Excel*.

3. Zvolené indikátory kvality života

Na charakterizovanie „kvality života“ skúmaných krajín boli zvolené štyri bázičné indikátory – celkové výdavky na zdravotníctvo (% HDP), výdavky na zdravotníctvo per capita (v USD PPS), očakávaná stredná dĺžka života v rokoch (ženy, resp. muži vo veku 65 rokov). Určite by bolo možné polemizovať o tom, či uvedené indikátory plne charakterizujú „kvalitu života“ v analyzovaných krajinách. Autori článku sú názoru, že zvolili indikátory, ktoré umožnia relevantným spôsobom stanoviť poradie analyzovaných krajín v oblasti kvality života a že prípadná voľba iných (vhodných) indikátorov by neviedla k radikálne iným výsledkom.

Vstupné dáta postupne uvádzajú tabuľky 3 – 6.

Tabuľka 3: Celkové výdavky na zdravotníctvo (v % HDP)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Česká republika	6.6	6.5	6.7	7.1	7.4	7.2	7.2	7.0	6.8	7.1	8.2
Nemecko	10.3	10.3	10.4	10.6	10.8	10.6	10.7	10.6	10.5	10.7	11.6
Luxembursko	5.8	7.5	7.4	8.3	7.7	8.2	7.9	7.7	7.1	6.8	7.8
Maďarsko	7.2	7.0	7.1	7.5	8.3	8.0	8.3	8.1	7.5	7.2	7.4
Holandsko	8.1	8.0	8.3	8.9	9.8	10.0	9.8	9.7	9.7	9.9	12.0
Rakúsko	10.1	9.9	10.1	10.1	10.3	10.4	10.4	10.3	10.3	10.4	11.0
Poľsko	5.7	5.5	5.9	6.3	6.2	6.2	6.2	6.2	6.4	7.0	7.4
Slovensko	5.8	5.5	5.5	5.6	5.8	7.2	7.0	7.3	7.7	8.0	9.1
Fínsko	7.4	7.2	7.4	7.8	8.2	8.2	8.4	8.4	8.1	8.4	9.2

Prameň: OECD, 2011

Tabuľka 4: Celkové výdavky na zdravotníctvo per capita (v USD PPS)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Česká republika	938	981	1081	1195	1338	1387	1475	1556	1661	1839	2108
Nemecko	2581	2669	2797	2934	3097	3170	3364	3565	3724	3963	4218
Luxembursko	2384	3268	3182	3746	3632	4118	4152	4603	4494	4451	4808
Maďarsko	810	853	970	1114	1283	1305	1411	1486	1433	1495	1511
Holandsko	2178	2340	2555	2833	3097	3309	3450	3613	3944	4241	4914
Rakúsko	2733	2862	2906	3057	3199	3390	3472	3629	3792	4128	4289
Poľsko	573	583	642	733	748	807	857	934	1078	1265	1394
Slovensko	599	604	664	730	791	1057	1139	1350	1619	1859	2084
Fínsko	1741	1853	1970	2150	2251	2452	2589	2764	2910	3158	3226

Prameň: OECD, 2011

Tabuľka 5: Očakávaná stredná dĺžka života. Ženy vo veku 65 rokov (v rokoch)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Česká republika	17	17.3	17.3	17.3	17.2	17.6	17.7	18.3	18.5	18.8	18.8
Nemecko	19.4	19.6	19.8	19.6	19.5	20.1	20.1	20.5	20.7	20.7	20.8
Luxembursko	19.8	20.1	19.7	20	18.9	20.5	20.4	20.3	20.3	21	21.4
Maďarsko	15.9	16.5	16.7	17	16.9	16.9	16.9	17.2	17.3	17.5	17.6
Holandsko	19.1	19.2	19.3	19.3	19.5	19.8	20	20.1	20.5	20.5	20.8
Rakúsko	19.4	19.6	19.9	19.8	19.7	20.2	20.3	20.7	21	21.1	21.2
Poľsko	17	17.5	17.6	17.9	17.9	18.4	18.6	18.8	18.9	19	19.1
Slovensko	16.6	16.5	16.8	16.9	16.9	16.9	16.9	17.1	17.1	17.5	17.6
Fínsko	19.5	19.5	19.8	19.8	20	20.7	20.9	21.2	21.2	21.3	21.5

Prameň: OECD, 2011

Tabuľka 6: Očakávaná stredná dĺžka života. Muži vo veku 65 rokov (v rokoch)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Česká republika	13.7	13.8	14	13.9	13.8	14.2	14.4	14.8	15.1	15.3	15.2
Nemecko	15.6	15.8	16.1	16.2	16.2	16.7	16.9	17.2	17.4	17.5	17.6
Luxembursko	15.3	15.5	16	15.9	15.3	16.5	16.7	17	16.4	17.4	17.6
Maďarsko	12.2	12.7	13	13.1	13	13.1	13.1	13.4	13.4	13.6	13.7
Holandsko	15.1	15.3	15.5	15.6	15.8	16.3	16.4	16.7	17	17.3	17.4
Rakúsko	15.7	16	16.3	16.3	16.4	16.8	17	17.3	17.5	17.7	17.7
Poľsko	13.2	13.6	13.9	14	13.9	14.2	14.4	14.5	14.6	14.7	14.7
Slovensko	13	12.9	13	13.3	13.3	13.3	13.2	13.3	13.4	13.8	13.9
Fínsko	15.2	15.5	15.7	15.8	16.2	16.5	16.8	16.9	17	17.5	17.3

Prameň: OECD, 2011

4. Empirické výsledky

V prvej fáze sme pomocou expertných odhadov vytvorili Saatyho maticu a z nej sme exaktnou metódou dostali hodnoty váh jednotlivých indikátorov. Výsledky sú uvedené v tabuľke 7.

Tabuľka 7: Saatyho matica a výsledné váhy jednotlivých indikátorov kvality života

Expertný odhad	I ₁	I ₂	I ₃	I ₄	váhy
I ₁	1	2	5	5	0,47
I ₂	0,5	1	4	4	0,35
I ₃	0,2	0,25	1	1	0,09
I ₄	0,2	0,25	1	1	0,09

Prameň: Vlastné spracovanie, 2011

Následne sme bodovacou metódou získali poradie jednotlivých krajín, určené hodnotami integrálneho indikátora príslušnej krajiny v danom roku pri použití diferencovaných váh jednotlivých, zvolených indikátorov kvality života. Výsledky uvádzajú tabuľky 8 a 9. Jednotlivé krajiny majú v nich nasledovné skratky: AT – Rakúsko, GE – Nemecko, NL – Holandsko, LU – Luxembursko, FI – Fínsko, CZ – Česko, HU – Maďarsko, SK – Slovensko a PL – Poľsko.

Tabuľka 8: Poradie krajín na základe integrálneho indikátora – roky 1999 – 2004

Rok	1999		2000		2001		2002		2003		2004	
Poradie												
1.	AT	98,9	AT	93,6	GE	95,6	GE	92,2	GE	94,6	AT	92,7
2.	GE	97,8	GE	93,2	AT	95,6	AT	91,3	AT	93,7	GE	91,6
3.	NL	82,2	LU	86,9	LU	86,2	LU	89,6	NL	90,3	NL	89,8
4.	LU	74,8	NL	78,8	NL	82,9	NL	83,2	LU	85,5	LU	89,1
5.	FI	73,6	FI	70,1	FI	72,7	FI	72,3	FI	75,4	FI	75,0
6.	CZ	57,7	CZ	55,7	CZ	57,7	HU	58,5	HU	63,3	HU	60,9
7.	HU	57,4	HU	55,6	HU	57,5	CZ	58,1	CZ	60,5	CZ	59,0
8.	SK	49,1	PL	46,8	PL	49,4	PL	50,6	PL	50,0	SK	55,4
9.	PL	48,6	SK	46,2	SK	46,9	SK	46,6	SK	47,9	PL	50,0

Prameň: Vlastné spracovanie, 2011

Tabuľka 9: Poradie krajín na základe integrálneho indikátora – roky 2005 – 2009

Rok Poradie	2005		2006		2007		2008		2009	
1.	GE	93,0	GE	91,8	GE	93,7	AT	96,1	NL	99,6
2.	AT	92,7	AT	91,1	AT	93,6	GE	95,8	GE	93,2
3.	NL	89,4	NL	87,7	NL	91,6	NL	94,3	AT	91,2
4.	LU	87,3	LU	86,6	LU	83,8	LU	82,6	LU	82,7
5.	FI	76,6	FI	76,1	FI	76,7	FI	79,6	FI	76,8
6.	HU	62,6	HU	61,5	SK	61,2	SK	64,2	SK	64,9
7.	CZ	59,3	CZ	58,3	CZ	59,0	CZ	61,4	CZ	62,7
8.	SK	54,6	SK	56,8	HU	59,0	HU	57,7	PL	54,4
9.	PL	50,1	PL	50,1	PL	52,6	PL	56,2	HU	54,1

Prameň: Vlastné spracovanie, 2011

Z dosiahnutých výsledkov je zrejmé, že v integrovanom hodnotení kvality života sú počas celého sledovaného obdobia vybrané „vyspelé“ krajiny Európskej únie umiestnené pred krajinami V4. S výnimkou roku 2009 boli pritom striedavo lídrami Nemecko a Rakúsko, nasledované Holandskom, resp. Luxemburskom. Päťicu „vyspelejších“ krajín EÚ uzatváralo Fínsko. Z krajín V4 dominovali v rokoch 1999 – 2006 Česko, resp. Maďarsko a poradie hodnotených krajín uzatvárali v danom období variantne Poľsko, resp. Slovensko. Od roku 2007 zaznamenáva prudké zlepšenie v hodnotenej oblasti práve Slovenská republika a Maďarsko postupne klesá – zrejme aj s ohľadom na zhoršenie celkovej ekonomicko-politickej situácie – na posledné, deviate miesto (v roku 2009).

5. Záver

Dosiahnuté výsledky sú východiskom k ďalšiemu skúmaniu. V nasledovnom období koncentrujeme našu pozornosť na zobjektivizovanie výsledkov doplnením vybraných ekonomických indikátorov, ako aj aplikovaním ďalších metód relevantných na posúdenie homo-, resp. heterogenity ekonomického prostredia vybraných krajín vo väzbe na možné zmeny v ďalšom fungovaní finančno-ekonomických mechanizmov v rámci Európskej únie vo všeobecnosti a v rámci eurozóny osobitne.

6. Literatúra

- [1] *Ekonom Kerber sa vyslovil za odchod Nemecka z eurozóny*. [online]. In: Sme, 4.7.2011. [cit. 2011-09-10]. Dostupné na internete <<http://ekonomika.sme.sk/c/5964710/ekonom-kerber-sa-vyslovil-za-odchod-nemecka-z-eurozony.html>>
- [2] Database of the OECD:
http://www.oecd.org/document/16/0,3343,en_2649_34631_2085200_1_1_1_1,00.html
- [3] FICZOVÁ, I. – SEDLÁČEK, J. – ÚRADNÍČEK, V. 2002. Finančno-ekonomická analýza podniku. Praktikum. Časť I. Banská Bystrica: OZ Financ, 2002. 208 s. ISBN 80-968702-1-1.
- [4] KANDEROVÁ, M. – BAROCHOVSKÝ, J. 2007. Application of boosted trees algorithms for analysing dependency between capital market indexes. In : „Applications of Mathematics and Statistics in Economy. Poprad 2007. ISBN: 978-80-969535-7-8.
- [5] SOŃTA, W. 2008. Mienie komunalne w Polsce. In: Wybrane zagadnienia prawno-finansowe. Radom: Wydawnictwo Politechniki Radomskiej, 2008 s. 144 – 151. ISSN 1642-5278

[6] ZALAI, K. a kol. 2010. Finančno-ekonomická analýza podniku. 7. prepracované a rozšírené vyd. Bratislava: Sprint dva, 2010. 446 s. ISBN 978-80-89393-15-2.

Adresa autorov:

Vladimír Úradníček, doc., Ing., Ph.D.
Katedra kvantitatívnych metód
a informačných systémov
Ekonomická fakulta UMB
Tajovského 10, 975 90 Banská Bystrica
vladimir.uradnicek@umb.sk

Emília Zimková, doc., Ing., PhD.
Katedra financií a účtovníctva
Ekonomická fakulta UMB
Tajovského 10
975 90 Banská Bystrica
emilia.zimkova@umb.sk

Príspevok bol vypracovaný v rámci riešenia projektov vedeckej grantovej agentúry VEGA 1/0229/09 „Analýza vybraných otázok finančného a bankového trhu vzhľadom na vstup Slovenskej republiky do Hospodárskej a menovej únie“ a VEGA 1/0967/11 „Inovatívne prístupy k systému hodnotenia výkonnosti podnikov“.

OBSAH / CONTENTS

	Úvod Introduction	1
Andrejiová, M., Olexa, J.	Analýza spotreby prenosných batérií na Slovensku prostredníctvom metódy hlavných komponentov Analysis of the portable batteries consumption in Slovakia by the principal components analysis	2
Arbe, T.	Analýza inovácií procesu a porovnanie konkurencieschopnosti firiem Analysis of Process Innovation and comparison competitiveness of firms	8
Bilka, P., Boďa, M.	K meraniu cyklickosti (sezónnosti) časových radov a jej regularity On measuring cyclicality (seasonality) of time series and its regularity	14
Blahová, B., Krajčíková, L.	DEA meranie efektívnosti podnikov ťažobného priemyslu DEA measuring efficiency of mining companies	22
Boďa, M., Butková, J., Roháčová, V.	Meranie efektívnosti poskytovania zdravotnej starostlivosti v krajocho Slovenskej republiky a Českej republiky Measuring efficiency of health care provision in the districts of the Slovak Republic and the Czech Republic	27
Čief, R.	Zreálnenie hodnôt migrácií medzi Slovenskou a Českou republikou v rokoch 1995 – 2008 Making migration data between the Slovak Republic and the Czech Republic 1995 – 2008 real	33
Demjan, V.	Finančné deriváty – zdroj globálneho finančného rizika Financial derivatives as a source of the global financial risk	38
Heretik, A., Mura, L., Betáková, J.	Štatistické skúmanie vzťahu nezamestnanosť – depresia (prvá časť) Statistical exploration of the relationship between unemployment and depression (part 1)	41
Heretik, A., Mura, L., Betáková, J.	Štatistické skúmanie vzťahu nezamestnanosť – depresia (2. časť) Statistical exploration of the relationship between unemployment and depression (part 2)	47
Hrach, K.	Statisticky významný rozdiel ve dvouvýběrovém testu Statistically significant difference in two-sample test	53
Chajdiak, J., Věntusová, K.	Vývoj vybraných ukazovateľov charakterizujúcich vstup práce do výrobného procesu v priemysle, potravinárskom priemysle a vo výrobe mlieka v SR v období 2000 až 2010 Development of selected indicators characterizing the labor input into the production process in industry, food industry and milk production in Slovakia in the period 2000 to 2010	58
Jurečka, P.	Teoretické aspekty analýzy závislosti exportu na volatilitu výmenných kurzov (prípadová štúdia transformačného obdobia českej ekonomiky) Theoretical aspects of the analysis of exchange rate volatility impact on exports (Case study for transformation period of Czech economy)	65

Kanderová, M.	Stratégia imunizácie portfólia komunálnych dlhopisov Strategy of municipal bond portfolio immunization	71
Kaščáková, A., Nedelová, G.	Rozdiely v hospodárení domácností v slovenských regiónoch Differences in the Household's Economy in the Slovak Regions	77
Kimáková, Z., Andrejiová, M.	Spôsobilosť výrobného zariadenia v procese výroby ozubeného kolesa Machine Capability in the process of gear wheels manufacturing	83
Kočišová, K.	Aplikácia DEA modelov na hodnotenie produkčnej efektívnosti bankových pobočiek Application of DEA models for evaluating of bank branches efficiency	89
Koróny, S., Hronec, Š.	Korešpondenčná analýza verejných vysokých škôl na Slovensku Correspondence analysis of public universities in Slovakia	96
Kráľ, P., Hužvár, M.	Google Motion Chart ako nástroj vizualizácie ekonomicko-environmentálnych disparít na Slovensku Google Motion Chart as a Visualization Tool for Economic-Environmental Disparities in Slovakia	102
Macháčová, E., Luha, J.	Názory študentov LF UK a FaF UK na fajčenie zdravotníkov Opinion of students LF UK and FaF UK on smoking medical workers	106
Mirdala, R.	Vplyv hospodárskej krízy na fiškálny vývoj v Českej republike a Slovenskej republike Economic Crisis and Fiscal Development in the Czech Republic and Slovak Republic	113
Mura, L.	Zadlženosť českých domácností bankovými úvermi po vstupe do EÚ Indebtedness of Czech households with debt loans after EU accession	121
Mura, L., Kozelová, D., Zeleňáková, L., Červeňanská, I.	Makroekonomická analýza čínskej ekonomiky – problematika HDP The macroeconomic analysis of the chinese economics – the case of GDP	127
Pánik, M., Cár, M., Stehlíková, B.	Aplikácia úsekovej analýzy na determináciu cien bytov na Slovensku Application of path analysis for determining the prices of housing in Slovakia	133
Prelovský, I.	Situácia na európskom trhu práce a vybrané kľúčové ukazovatele The situation on the European Labour Market and selected key labour market indicators	139
Sobíšek, L., Vintrová, V., Vintr, T., Pastorek, L., Řezánková, H.	Aplikace metod shlukové analýz na data z pojišťoven Application of cluster analysis methods to insurance companies data	145
Stachová, M., Lašová, L.	Vizualizačné techniky vhodné na porovnanie kvality vybraných klasifikačných modelov Visual techniques suitable for comparison of chosen classifiers	152

Úradníček, V., Zimková, E.	Integrálny indikátor kvality života vybraných krajín Európskej únie The integrated indicator of the quality of life of the selected European Union countries	158
	OBSAH CONTENTS	165

Pokyny pre autorov

Jednotlivé čísla vedeckého recenzovaného časopisu FORUM STATISTICUM SLOVACUM sú prevažne tematicky zamerané zhodne s tematickým zameraním akcií SŠDS. Príspevky v elektronickej podobe prijíma zástupca redakčnej rady na elektronickej adrese uvedenej v pozvánke na konkrétne odborné podujatie Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti. Názov word-súboru uvádzajte a posielajte v tvare: **priezvisko_nazovakcie.doc**

Forma: Príspevky písané výlučne len v textovom editore MS WORD, verzia 6 a vyššia, 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 šablóny. 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 oponentom.

Príspevky nie sú honorované, poplatok za uverejnenie akceptovaného príspevku je minimálne 20 €, poštovné 4 €. Za každú stranu navyše je poplatok 5 €.

Štruktúra príspevku: (Pri písaní príspevku využite 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

Abstrakt: Text abstraktu v slovenskom (prípadne českom) jazyku, max. 10 riadkov (štýl normálny: Time New Roman 12).

Abstract: Text abstraktu v anglickom jazyku, max. 10 riadkov (štýl normálny: Time New Roman 12).

Kľúčové slová: Kľúčové slová v slovenskom (prípadne českom) jazyku, max. 2 riadky (štýl normálny: Time New Roman 12).

Key words: Kľúčové slová v anglickom jazyku, max. 2 riadky (štýl normálny: Time New Roman 12).

JEL classification: Uviesť kódy klasifikácie podľa pokynov v:

<http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.php>

Vynechať riadok a nastaviť si medzery odseku pre nadpisy takto: medzera pred 12 pt a po 3 pt. Nasleduje 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 a odsekmi nevynechávajúte. Nastavte si medzi odsekmi medzeru pred 0 pt a po 3 pt.

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): Uveďte svoju pracovnú adresu!!! (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 (študenti ročník)
Pracovisko1 (študenti škola1)
Ulica1, 970 00 Mesto1
meno1.priezvisko1@mail.sk

Meno2 Priezvisko2, tituly2 (študenti ročník)
Pracovisko2 (študenti škola2)
Ulica2, 970 00 Mesto2
meno2.priezvisko2@mail.sk

FORUM STATISTICUM SLOVACUM

vedecký recenzovaný časopis Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti

Vydavateľ:

Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť
Miletičova 3
824 67 Bratislava 24
Slovenská republika

Redakcia:

Miletičova 3
824 67 Bratislava 24
Slovenská republika

Fax:

02/39004009

e-mail:

chajdiak@statis.biz
jan.luha@fmed.uniba.sk

Registráciu vykonal:

Ministerstvo kultúry Slovenskej republiky

Registračné číslo:

3416/2005

Evidenčné číslo:

EV 3287/09

Tematická skupina:

B1

Dátum registrácie:

22. 7. 2005

Objednávky:

Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť
Miletičova 3, 824 67 Bratislava 24
Slovenská republika
IČO: 178764
DIČ: 2021504276
Číslo účtu: 0011469672/0900

ISSN 1336-7420

Redakčná rada:

RNDr. Peter Mach – *predseda*

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. – *šéfredaktor*

RNDr. Ján Luha, CSc. – *vedecký tajomník*

členovia:

Ing. František Bernadič
Doc. RNDr. Branislav Bleha, PhD.
Ing. Mikuláš Cár, CSc.
Ing. Ján Cuper
Ing. Anna Janusová
Doc. RNDr. PaedDr. Stanislav Katina, PhD.
Prof. RNDr. Jozef Komorník, DrSc.
RNDr. Samuel Koróny, PhD.
Doc. RNDr. Bohdan Linda, CSc.
Prof. RNDr. Jozef Mládek, DrSc.
Doc. RNDr. Oľga Nánásiová, CSc.
Doc. RNDr. Karol Pastor, CSc.
Mgr. Michaela Potančoková, PhD.
Prof. RNDr. Rastislav Potocký, CSc.
Doc. RNDr. Viliam Páleník, PhD.
Ing. Marek Radvanský
Ing. Iveta Stankovičová, PhD.
Prof. RNDr. Beata Stehlíková, CSc.
Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc.
Prof. RNDr. Michal Tkáč, CSc.
Doc. Ing. Vladimír Úradníček, PhD.
Ing. Boris Vaňo
Ing. Mária Vojtková, PhD.
Prof. RNDr. Gejza Wimmer, DrSc.

Ročník:

VII.

Číslo:

5/2011

Cena výtlačku: 20 EUR

Ročné predplatné: 80 EUR