

6/2013

FORUM STATISTICUM SLOVACUM

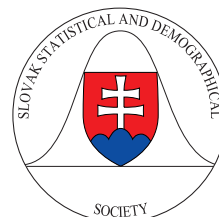


ISSN 1336-7420





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



Naše najbližšie akcie:

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

Aplikácie metód na podporu rozhodovania 2013
jeseň, STU Bratislava

22. Medzinárodný seminár Výpočtová štatistika
5. – 6. 12. 2013, Bratislava

Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov
5. – 6. 12. 2013, Bratislava

Nitrianske štatistické dni 2014
máj 2014, Nitra

Regionálne akcie
priebežne

Ekostat 2014
25.-28.5.2014, Trenčianske Teplice

Slovenská štatistická konferencia
Jeseň 2014, 2 dni, Prešovský kraj

Slávnostná konferencia 50 rokov Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti
marec 2018, Slovenská republika

FOREWORD

Dear colleagues,

we present the sixth issue of the ninth volume of the scientific peer-reviewed journal Forum Statisticum Slovaccum published by the Slovak Statistical and Demographical Society (SSDS). This issue comprises contributions that are in its content oriented on the thematic scope *applied mathematical, economic and demographic statistics – finance, economics, management/regions and opinions*.

Editors: Jozef Chajdiak, Vladimír Úradníček, Ján Luha

Reviewers: Martin Bod'a, Jozef Chajdiak, Mária Kanderová, Bohdan Linda, Ján Luha, Iveta Stankovičová, Vladimír Úradníček

Assoc. Prof. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.

Editor in chief



International Year of Statistics ("Statistics2013") is a global reminder of the importance of statistics. The Slovak Statistical and Demographical Society joined the International Year of Statistics and will be mentioned at its professional events in the year 2013.

PREDHOVOR

Vážené kolegyně, vážení kolegovia,

predkladáme šieste číslo deviateho ročníka vedeckého recenzovaného časopisu Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti (SŠDS). Toto číslo je zostavené z príspevkov, ktoré sú obsahovo orientované v súlade s tematikou „Aplikovaná matematická, ekonomická a demografická štatistika – Financie, ekonómia, riadenie/regióny a názory“.

Editori: doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.; doc. Ing. Vladimír Úradníček, Ph.D.; RNDr. Ján Luha, CSc.

Recenzenti: Mgr. Ing. Martin Bod'a, PhD.; doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.; Ing. Mária Kanderová, PhD.; doc. Ing. Bohdan Linda, CSc.; RNDr. Ján Luha, CSc.; doc. Ing. Iveta Stankovičová, PhD.; doc. Ing. Vladimír Úradníček, Ph.D.

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.
Šéfredaktor



Medzinárodný rok štatistiky ("Statistics2013") je celosvetové pripomenutie významu štatistiky. Slovenská štatistická a demografická spoločnosť sa pripojila k Medzinárodnému roku štatistiky a bude ho pripomínať pri svojich odborných akciách v roku 2013.

Komparácia modelov stanovenia optimálnej životnosti dopravných pásov Comparison of the model determined the optimal life of conveyor belts

Miriam Andrejiová, Zuzana Kimáková

Abstract: Belt transport is one of continuous transport systems, characterized by high traffic enforcement. Significant role in the transport of various types of materials are belt conveyors, they which during operation is subject to the action of many diverse stress-inducing processes of wear and damage to conveyor belts. In practice, it is very important the life of conveyor belts, which is a determining parameter for the economy and efficiency of belt conveyors.

Abstrakt: Pásové dopravníky sú kontinuálne dopravné systémy schopné prenášať značné množstvo materiálu. Hlavnou a najdôležitejšou časťou pásových dopravníkov je dopravný pás, ktorý je v prevádzke vystavený vysokému namáhaniu, oteru, opotrebovaniu, poveternostným vplyvom a chemickým i tepelným účinkom. Pre prax je veľmi dôležitá životnosť dopravných pásov, ktorá je určujúcim parametrom pre ekonomiku a efektívnosť pásovej dopravy.

Key words: conveyor belts, life of conveyor belt, Friedman test.

Kľúčové slová: dopravné pásy, životnosť dopravného pásu, Friedmanov test.

JEL classification: C12, L62.

Úvod

V posledných rokoch patria **pásové dopravníky** k najrozšírenejším dopravným prostriedkom v rôznych priemyselných odvetviach. Vďaka tomu sa veľmi rýchlo rozvíjajú zo stránky konštrukčnej a nachádzajú možnosti použitia v najrôznejších prevádzkových podmienkach, najmä v kontinuálnej doprave hromadných materiálov (napr. sypkých a kusových materiálov). Najdôležitejšou časťou pásového dopravníka je **dopravný pás**. Z toho dôvodu je potrebné venovať zvýšenú pozornosť aj optimálnej životnosti dopravných pásov.

Životnosť dopravného pásu predstavuje jeho schopnosť plniť požadované funkcie do dosiahnutia medzného stavu v stanovenom systéme predpísanej údržby a opráv. Pod pojmom životnosť dopravných pásov môžeme rozumieť aj prejdenú dráhu dopravným pásom v daných prevádzkových podmienkach až po poruchu dopravného pásu, ktorá nedovoľuje jeho ďalšie použitie [4, 8].

V súčasnosti neexistuje metodika pre stanovenie životnosti dopravných pásov. Na stanovenie životnosti dopravných pásov sa používajú kritériá, ktoré zohľadňujú vplyv nepriamych činiteľov, ako aj príčin spôsobujúcich opotrebovanie a poškodzovanie dopravných pásov. Jednou z metód, ktorá skúma problémy hospodárnosti, výmeny a prevádzkových schopností strojov a technických zariadení, je teória obnovy. Pri modelovaní procesov obnovy predstavuje **životnosť** (čas bezporuchovej činnosti) obdobie od zaradenia objektu do prevádzky až po jeho vyradenie. Problematika optimálnej životnosti dopravných pásov prostredníctvom teórie obnovy je rozoberaná v prácach [5, 6, 7].

1. Modely životnosti dopravných pásov

Najjednoduchší model optimálnej životnosti (Model I) využíva obstarávaciu cenu dopravného pásu C_z , zostatkovú cenu dopravného pásu C_v po jeho vyradení, náklady na údržbu C_u v základnom období prevádzkovania objektu a koeficient narastania nákladov α v každom ďalšom prevádzkovom období. Pre optimálnu životnosť platí vzťah

$$t_{opt1} = \sqrt{\frac{C_I}{\alpha \cdot C_U}} = \sqrt{\frac{C_Z - C_V}{\alpha \cdot C_U}}. \quad (1)$$

V ďalšom modeli (Model II) je optimálna životnosť vyjadrená vzťahom

$$t_{opt2} = \sqrt{\frac{2C_Z}{C_R}}, \quad (2)$$

kde C_R predstavujú rastúce náklady na údržbu.

V zložitejšom modeli (Model III) platí pre optimálnu životnosť vzťah

$$t_{opt3} = \sqrt[D]{\frac{C_Z}{(D-1)C_K}}, \quad (3)$$

kde C_K sa rovná výške konštantných nákladov na údržbu dopravných pásov a D je konštanta určená pomocou matematických a numerických metód.

Na výpočet životnosti sa uvádza aj model (Model IV), ktorý bol odvodený empiricky na základe dlhodobých pozorovaní v praxi

$$T^* = \frac{100 \cdot 10^3 s L}{3600 v W}, \quad (4)$$

kde T^* je životnosť dopravného pásu v hodinách, s je hrúbka gumovej krycej vrstvy v metroch, L je dĺžka pásu nasadeného na dopravník v metroch, v je rýchlosť dopravného pásu v metroch za sekundu, W je rýchlosť opotrebovania krycích vrstiev v metroch na 100000 cyklov [4].

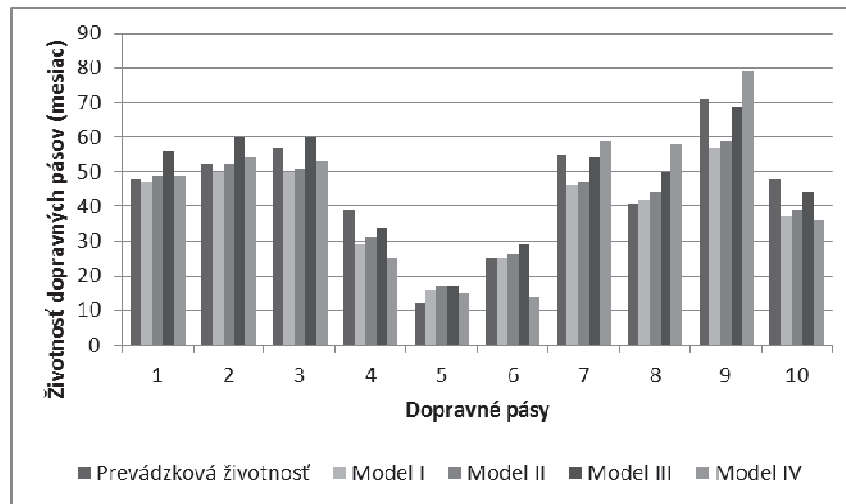
2. Porovnávanie modelov životnosti dopravných pásov

Ovodené modely stanovenia optimálnej životnosti dopravných pásov sme overili na súbore 10 dopravných pásov pochádzajúcich z lomu Včeláre. Lom Včeláre na východe Slovenska vznikol v roku 1965 ako súčasť Hutníckej Keramiky, spoločnosti Východoslovenské železiarne Košice. Lom je situovaný na severnom svahu Dolného vrchu a od najbližšej obce Včeláre-Dvorníky je vzdialený približne 2 km. Dobývací priestor kopíruje na juhu štátnu hranicu s Maďarskom.

Vypočítané optimálne doby životnosti (v mesiacoch) spolu s prevádzkovou, skutočnou životnosťou dopravných pásov T , sú uvedené v tabuľke 1.

Tab. 1: Prevádzková životnosť a vypočítané optimálne životnosti dopravných pásov

Životnosť	Dopravné pásy										Shapiro-Wilkov test (p-hodnota)
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
T	48	52	57	39	12	25	55	41	71	48	0,739
t_{opt1}	47	50	50	29	16	25	46	42	57	37	0,539
t_{opt2}	49	52	51	31	17	26	47	44	59	39	0,572
t_{opt3}	56	60	60	34	17	29	54	50	69	44	0,606
T^*	49	54	53	25	15	14	59	58	79	36	0,434



Obr. 1: Grafické zobrazenie životnosti dopravných pásov

Zistené optimálne doby životnosti sme ako prvé porovnali so skutočnou prevádzkovou životnosťou T jednotlivých dopravných pásov. Všetky súbory spĺňajú podmienku normality, ktorá bola overená prostredníctvom Shapiro-Wilkovho testu normality. Párovým t-testom sme zistili, že rozdiely medzi prevádzkovou životnosťou a optimálnou životnosťou získanou prostredníctvom uvažovaných modelov nie sú štatisticky významné na hladine významnosti 0,01. Na hladine významnosti 0,05 je štatisticky významný rozdiel medzi prevádzkovou životnosťou a životnosťou vypočítanou pomocou Modelu I.

Tab. 2: Výsledky párového t-testu a hodnoty RMS

Test	Prevádzková životnosť - Model I	Prevádzková životnosť - Model II	Prevádzková životnosť - Model III	Prevádzková životnosť - Model IV
Párový t-test (p-hodnota)	0,03	0,11	0,16	0,85
RMS	7,54	6,52	5,52	9,27

Pre hodnotenie presnosti modelov sme použili strednú kvadratickú odchýlku (Root Mean Square, RMS)

$$RMS = \sqrt{\frac{1}{n} \Delta T^2}, \quad \Delta T = T - t_{opt}, \quad (5)$$

kde T je prevádzková životnosť daného dopravného pásu, t_{opt} je jeho optimálna životnosť vypočítaná podľa príslušného modelu a n počet dopravných pásov. Z výsledkov vyplýva, že najvýhodnejší výpočet optimálnych životností sledovaných dopravných pásov je podľa Modelu III a Modelu II.

Na overenie toho, či určenie optimálnej životnosti dopravných pásov závisí od modelu, sme použili neparametrický **Friedmanov test**. Friedmanov test porovnáva viac závislých súborov a predstavuje rozšírenie Wilcoxonovho párového testu [3]. Testujeme nulovú hypotézu *Mediány sú rovnaké*, proti alternatívnej hypotéze *Aspoň pre jednu dvojicu nie je splnená rovnosť*, t.j.

$$H_0 : \tilde{x}_1 = \tilde{x}_2 = \tilde{x}_3 = \tilde{x}_4 \text{ proti } H_1 : \text{aspoň pre jednu dvojicu } i, j \text{ platí, že } \tilde{x}_i \neq \tilde{x}_j.$$

Tab. 3: Stanovenie poradia a pomocné výpočty

Životnosť	Dopravné pásy										i	R_i
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
Model I	1	1	1	2	2	2	1	1	1	2	1	14,0
Model II	2,5	2	2	3	3,5	3	2	2	2	3	2	25,0
Model III	4	4	4	4	3,5	4	3	3	3	4	3	36,5
Model IV	2,5	3	3	1	1	1	4	4	4	1	4	24,5

Pri testovaní hypotézy použijeme poradové hodnoty, pričom poradie určujeme zvlášť pre každý dopravný pás (rovnakým hodnotám priradíme priemerné poradie). Testovacia charakteristika je

$$\chi_F^2 = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3n(k+1), \quad (6)$$

kde n je počet dopravných pásov a k počet modelov. Súčet R_i označuje súčet poradových hodnôt pre každý model [1, 2, 3]. Dosadením hodnôt sme dostali $\chi_F^2 = 15,21$. Nakoľko sa v postupnosti hodnôt vyskytujú hodnoty, ktorým sme priradili priemerné poradie, určili sme aj korigovanú testovaciu charakteristiku $\chi_{Fkor}^2 = \frac{\chi_F^2}{c}$ [3]. Pre opravný člen c platí vzťah

$$c = 1 - \frac{\sum_{j=1}^r (p_j^3 - p_j)}{n(k^3 - k)}, \quad (7)$$

kde p_j je počet opakovaných poradí (v našom prípade máme dve opakované poradia pri páse č.1 a č.5). Platí

$$c = 1 - \frac{\sum_{j=1}^r (p_j^3 - p_j)}{n(k^3 - k)} = 1 - \frac{2 \cdot (2^3 - 2)}{10 \cdot (4^3 - 4)} = 0,98, \text{ teda } \chi_{Fkor}^2 = \frac{\chi_F^2}{c} = 15,52.$$

Nulovú hypotézu H_0 zamietame na hladine významnosti α , ak hodnota testovacej charakteristiky prekročí kritickú hodnotu. Pre malé hodnoty n a k sú hodnoty tabelované. Pri väčších hodnotách môžeme kritickú hodnotu aproximovať χ^2 -rozdelením s $(k-1)$ stupňami voľnosti. Pre tri stupne voľnosti na hladine významnosti 0,05 je kritická hodnota $\chi_{0,95}^2(3) = 7,81$, čo vedie k záveru, že môžeme nulovú hypotézu zamietnuť. Predpokladáme, že vypočítaná optimálna životnosť dopravných pásov závisí od použitých modelov životnosti.

Ďalej sme zisťovali, medzi ktorými modelmi je štatisticky významný rozdiel. K tomu sme použili Némenyiho metódu [1]. V tabuľke 4 sú pomocné výpočty hodnôt $|R_i - R_j|$, $i < j$. Podľa tejto metódy, ak je niektorá z hodnôt $|R_i - R_j|$ väčšia alebo rovná kritickej hodnote, tak zamietneme hypotézu, že i -ty model a j -ty model dávajú rovnaké hodnoty optimálnej životnosti [1].

Tab. 4: Tabuľka výpočtov pre Neményiho metódu

R_i	R_j		
	2	3	4
1	11,0	22,5	10,5
2		11,5	0,5
3			12,0

V špeciálnych tabuľkách sme zistili kritickú hodnotu na hladine významnosti 0,05, ktorá je v našom prípade 14,8 (na hladine významnosti 0,01 je 18) [1]. Jedine rozdiel $|R_1 - R_3|$ prekračuje kritickú hodnotu, preto môžeme konštatovať podstatný rozdiel vo výsledkoch optimálnej životnosti medzi Modelom I a Modelom III.

3. Záver

Za účelom získavania najuniverzálnejšej miery životnosti dopravných pásov sa môže vychádzať z analýzy príčin spôsobujúcich opotrebovanie a poškodzovanie dopravných pásov. Stanovenie optimálnej životnosti sa dá aj iným spôsobom na základe metód operačnej analýzy s využitím teórie obnovy. Prostredníctvom nákladového prístupu, pri ktorom sme brali do úvahy náklady na údržbu a opravy, obstarávacie ceny a náklady, boli odvodené tri modely obnovy. Vo všetkých modeloch sa predpokladalo, že dopravný pás je činný do úplného vyradenia a zámény. V priebehu životnosti údržba a bežné opravy len nahrádzajú opotrebovanie jednotlivých častí, neovplyvňujú podstatne výkonnosť a životnosť.

Musíme si uvedomiť, že otázka životnosti dopravných pásov je veľmi zložitá. Životnosť dopravného pásu ovplyvňuje mnoho faktorov, ku ktorým patrí predovšetkým kvalitná konštrukcia pásového dopravníka, optimálna konštrukcia, výroba a vlastnosti samotného dopravného pásu, vhodné riešenie presypov dopravných ciest, racionálna údržba a kvalitné opravy dopravných pásov.

Príspevok bol spracovaný s podporou grantového projektu VEGA 1/0922/12.

4. Literatúra

- [1] ANDĚL, J. 1998. Statistické metody. Praha: Matfyzpress. 274 s. ISBN 80-85863-27-8.
- [2] HENDL, J. 2009. Přehled statistických metod. Praha: Portál. 696 s. ISBN 978-80-7367-482-3.
- [3] HUDEC, O. A KOL. 2007. Štatistické metódy v ekonomických vedách. Košice: TU. 196 s. ISBN 978-80-8086-059-2.
- [4] MARASOVÁ, D., PAVLISOVÁ, A. 2004. Odhad životnosti dopravných pásov. In: Výrobné inžinierstvo. Roč.3, 2004(1), s. 60 – 63.
- [5] PAVLISOVÁ, A. 2007. Deterministické stratégie a životnosť dopravných pásov. In: Acta Montanistica Slovaca. Roč.12, 2007(3), s. 265 – 269.
- [6] PAVLISOVÁ, A., JADROŇOVÁ, M. 2006. Modely obnovy v pásovej doprave. In: Transport&Logistica, 2006.
- [7] PAVLISOVÁ, A., JADROŇOVÁ, M. 2006. Využitie matematického modelu prevádzkových nákladov na výpočet životnosti dopravných pásov. In: Výrobné inžinierstvo. Roč.4, 2006(4), s. 61– 62 a 72.
- [8] ŠTROFFEK, E., A KOL. 1995. Dopravné pásy v priemysle. Košice 1995. 92 s. ISBN 80-967325-0-1.

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

Meranie efektívnosti verejných vysokých škôl v Slovenskej republike Measuring efficiency of universities of the Slovak republic

Tatiana Bányiová, Tatiana Bieliková

Abstract: This paper focuses on measuring and comparing the efficiency of universities of the Slovak republic and to determine the efficiency and ranking of schools is used nonparametric method called data envelopment analysis. In the paper is applied non-oriented SBM model and results are compared in two different choices of input and output variables, from production and financial perspective.

Abstrakt: Príspevok sa venuje meraniu a porovnávaniu efektívnosti verejných vysokých škôl v Slovenskej republike, pričom na stanovenie efektívnosti a rankingu škôl je použitá neparametrická metóda obalovej analýzy údajov. V príspevku je aplikovaný neorientovaný SBM model obalovej analýzy údajov a výsledky sú komparované z hľadiska rozdielnej voľby vstupných a výstupných premenných z produkčného a finančného hľadiska.

Key words: data envelopment analysis, SBM model, technical efficiency, universities.

Kľúčové slová: obalová analýza údajov, SBM model, technická efektívnosť, verejné vysoké školy.

JEL classification: C02, C14, I29.

Úvod

Vo väčšine európskych krajín sa školské politiky zameriavajú na zvyšovanie vzdelanostnej úrovne obyvateľov s dosiahnutým najvyšším stupňom vzdelania. Výsledkom je nielen narastajúci počet verejných a súkromných vysokých škôl, ale aj zvyšujúci sa počet absolventov. Na druhej strane tu nastáva konfrontácia s trhom práce, ktorý sa nachádza v dlhodobej nerovnováhe. Zvyšovanie konkurencieschopnosti vysokých škôl je možné len za podmienok neustáleho pozorovania a vyhodnocovania ich činnosti s cieľom zabezpečenia efektívneho a perspektívneho fungovania. Problematika merania efektívnosti vysokých škôl je nielen aktuálnou témou, ale treba ju vnímať aj z pohľadu zvyšovania kvality poskytnutého vzdelania a vzhľadom k efektívnemu alokovaniu peňažných prostriedkov, ktoré plynú zo štátneho rozpočtu do rezortu školstva. V podmienkach Slovenskej republiky absentuje práve stabilný systém hodnotenia kvality a efektívnosti verejných vysokých škôl. Akademická rankingová a ratingová agentúra (ARRA) pravidelne podáva verejnosti informácie o vzájomnom porovnaní úrovne jednotlivých verejných vysokých škôl, pričom využíva viaceré indikátory hodnotenia kvality. Hodnotenie kvality a efektívnosti činnosti verejných vysokých škôl so sebou prináša viaceré problémy, nakoľko meranie výkonnosti vo verejnom sektore je náročnejšie. Nazdávame sa, že verejné vysoké školy môžeme v procese hodnotenia efektívnosti vnímať ako rozhodovacie jednotky, ktoré svoje vstupy transformujú v produkčnom procese na želateľné resp. neželateľné výstupy. Verejné vysoké školy sú priamo napojené na financie verejného sektora a zároveň sa vyžaduje maximálna efektívnosť ich vynakladania¹.

Hlavným cieľom príspevku je zhodnotiť a porovnať efektívnosť verejných vysokých škôl pôsobiacich v Slovenskej republike, pričom bude ponímaná ako efektívnosť nakladania s finančnými prostriedkami vynaloženými na hospodársku činnosť škôl a produkčnú efektívnosť, ktorá bude vyhodnotená vzhľadom na pedagogickú a publikačnú činnosť.

¹ V prípade súkromných vysokých škôl alternatívne na financie súkromného sektoru. Vzhľadom k potrebe homogenosti produkčných jednotiek pri obalovej analýze údajov je príspevok zameraný na verejné vysoké školy.

Tradičné prístupy využívané pri hodnotení efektívnosti vysokých škôl môžeme nájsť v prácach autorov Johnes (1992), Gaither et al (1994) a Tam (2001), ktorí sa venujú stanoveniu indikátorov na meranie výkonnosti vysokých škôl. Alternatívnym neparametrickým prístupom založeným na využívaní úloh lineárneho programovania je obalová analýza údajov (DEA: data envelopment analysis). Tento prístup sa používa od 90. rokov minulého storočia vo viacerých štúdiách, pričom jeho prvotné využitie bolo v oblasti štátnej a verejnej správy, zdravotníckych zariadení a školstva. Meranie efektívnosti škôl pomocou DEA metódy môžeme nájsť v zahraničných článkoch autorov Tzemeses a Halkos (2010), Lu a YanBai (2012), Wongchai et al. (2012) a Azizi a Paktinat (2013). Uvedené štúdie sa zaoberajú použitím východiskových modelov obalovej analýzy údajov, konkrétne CCR (Charnes, Cooper, Rhodes: 1978) modelom za predpokladu konštantných výnosov z rozsahu a BCC (Banker, Charnes, Cooper: 1984) modelom za predpokladu variabilných výnosov z rozsahu, ktoré vo väčšine prípadov aplikujú s ich vstupnou aj výstupnou orientáciou. Výber vhodných vstupných a výstupných premenných, ktoré sú popísané v prvej časti štúdie je fundovaný vyššie spomínanými článkami, ktoré vo väčšej, či menšej modifikácii využívajú na strane vstupov počet študentov, počet zamestnancov rozdelený podľa dosiahnutej kvalifikácie, výšku aktív vo vlastníctve školy a celkovú resp. operačnú výšku nákladov. Na strane výstupov autori použili počet absolventov škôl, počet projektov v rámci publikačnej činnosti, výnosy z publikačnej činnosti a celkové resp. operačné výnosy.

1. Špecifikácia dátovej základne

Hodnotenie efektívnosti činnosti slovenských verejných vysokých škôl (ďalej VVŠ) za rok 2012 bude v príspevku vykonané z dvoch pohľadov. V rámci prvého bude zhodnotená efektívnosť transformácie vstupov na výstupy pedagogickej a vedeckej činnosti VVŠ. Druhý pohľad upriamuje pozornosť na finančnú stránku hospodárenia jednotlivých škôl. Pre vykonanie analýz a samotného hodnotenia je potrebná identifikácia rozhodovacích jednotiek. V súvislosti s cieľom príspevku bolo za rozhodovacie jednotky zvolených dvadsať slovenských verejných vysokých škôl. Všetky údaje vytvárajúce dátovú základňu boli získané zo štatistík, ktoré sú vedené a zverejňované Ministerstvom školstva Slovenskej republiky² a Ústavu informácií a prognóz školstva³.

Za hlavné úlohy vysokého školstva sa všeobecne považujú poskytovanie vzdelania a podieľanie sa na vedeckej činnosti. Dátová základňa pre meranie efektívnosti prvého uvažovaného pohľadu pozostáva z hodnôt premenných, ktoré v dostatočnej miere zastrešujú tieto úlohy. Ako meradlo poskytnutého vzdelania a zároveň jeden z výstupov bol zvolený počet absolventov I., II. a III. stupňa dennej i externej formy štúdia jednotlivých škôl v roku 2012. Oblasť vedy a výskumu v sústave výstupov reprezentujú dva výstupy, a to počet podporovaných výskumných projektov VEGA a súčet publikačnej činnosti všetkých kategórií jednotlivých VVŠ za roky 2010 a 2011. Pre dosiahnutie požadovanej úrovne výstupov sú v transformačnom procese VVŠ dôležité predovšetkým ľudské zdroje. Na strane vstupov preto do analýz vstupuje počet profesorov a docentov a počet odborných asistentov, ktorí boli zamestnaní na plný úväzok v slovenských VVŠ k 31.10.2012. Tretím uvažovaným vstupom je počet študentov I., II. a III. stupňa dennej i externej formy štúdia jednotlivých škôl v danom roku. Voľba uvažovaných vstupov a výstupov je zjavne obhájiteľná nielen vzhľadom k asociácii s hlavnými oblasťami činnosti VVŠ, ale aj ich využívaním vo vyššie spomínaných

² Dostupné na stránke Ministerstva školstva SR: <http://www.minedu.sk/vyročne-spravy-o-stave-vysokeho-skolstva/>

³ Dostupné na stránke Ústavu informácií a školstva: <http://www.uips.sk/prehlady-skol/statisticka-rocenka---vysoke-skoly>

zahraničných štúdiách. Prehľad uvažovaných vstupov a výstupov pre meranie efektívnosti z produkčnej aj finančnej stránky poskytuje tabuľka č. 1.

Tab. 1: Uvažované vstupy a výstupy (zdroj: vlastné spracovanie)

Produkčný pohľad		Finančný pohľad	
Vstupy	m. j.	Vstupy	m. j.
Počet prof. a doc.	počet	Objem finančných pros. na výskum	EUR
Počet odborných asistentov	počet	Náklady	EUR
Počet študentov	počet		
Výstupy	m. j.	Výstupy	m. j.
Počet výskumných projektov	počet	Výnosy	EUR
Počet absolventov	počet		
Publikačná činnosť	počet		

Druhý prístup k hodnoteniu efektívnosti sa zameriava na hodnotenie finančnej stránky činnosti VVŠ, čoho následkom je použitie premenných v peňažnom vyjadrení. Rozsah vedeckej činnosti VVŠ priamo závisí od získaného objemu finančných prostriedkov na výskumné projekty, pričom predpokladáme, že tieto finančné prostriedky boli aj reálne vynaložené. Z toho dôvodu je objem finančných prostriedkov poskytnutých na výskumné projekty jednotlivým školám jedným z dvoch významných vstupov, ktoré vstúpia do analýz. Druhým uvažovaným vstupom je výška celkových nákladov za rok 2012. Ako výstup predstavujúci efektivitu celkovej činnosti VVŠ sme zvolili výnosy za rok 2012, ktoré sú tvorené výnosmi z hlavnej a podnikateľskej činnosti. Premenné vstupov, ktoré budú využité v rámci oboch meraní efektívnosti možno považovať za kontrolovateľné, ich úroveň je teda do určitej výšky ovplyvniteľná. Všetky premenné výstupov je žiaduce maximalizovať, z čoho vyplýva, že všetky výstupy sú želateľné.

2. Obalová analýza údajov ako nástroj merania efektívnosti

Obalová analýza údajov predstavuje matematickú metódu aplikácie lineárneho programovania, ktorej cieľom je meranie efektívnosti činnosti homogénnych subjektov, rozhodovacích jednotiek. Patrí medzi neparametrické metódy, nakoľko k popisu produkčnej hranice nevyužíva parametrickú funkciu, ale odhaduje ju z empirických údajov. Ako efektívne rozhodovacie jednotky následne klasifikuje tie subjekty, ktoré sa nachádzajú na skonštruovanej hranici a efektívnosť ostatných subjektov vymedzuje voči nim. Ide teda o benchmarking, ktorý poskytuje informáciu o relatívnych mierach efektívnosti. Výsledkom DEA analýzy je hodnota miery efektívnosti, pričom DEA poníma mieru efektívnosti ako pomer váženého súčtu vstupov a váženého súčtu výstupov, ktorý nadobúda hodnoty v intervale $[0,1]$. Rozhodovacia jednotka, ktorá dosahuje efektívnosť menšiu ako 1, operuje pod hranicou efektívnosti, čo znamená možnosť zefektívnenia jej činnosti znížením vstupov, resp. zvýšením jej výstupov. Ďalším výstupom DEA sú sklzy, ktoré vznikajú pri technicky neefektívnych rozhodovacích jednotkách a signalizujú na strane vstupov hodnoty nad optimálnu úroveň, na strane výstupov pod optimálnu úroveň. V teórii DEA evidujeme významný pojem, plná technická efektívnosť, ktorú determinujú nulové sklzy a zároveň hodnota koeficientu efektívnosti 1.

V rámci príspevku bude na oboch variáciách údajov popisujúcich činnosť VVŠ zrealizovaný neorientovaný SBM model pri predpoklade variabilných výnosov z rozsahu. Sektor vysokého školstva sa vyznačuje črtami nedokonalkej konkurencie, z toho dôvodu existuje predpoklad, že rozhodovacie jednotky nepôsobia na úrovni optimálneho rozsahu. Vhodnejšie sa preto javia modely operujúce za podmienok variabilných výnosov z rozsahu.

Pre jeho všeobecnú matematickú formuláciu (1) je nutné stanoviť predpoklady. Predpokladajme, že analyzujeme n rozhodujúcich jednotiek, pričom ľubovoľná jednotka o , $o \in \{1, \dots, n\}$, vytvára v transformačnom procese z m vstupov s želaných výstupov. Hodnoty vstupov produkčnej jednotky o sú reprezentované vektorom $\mathbf{x}_o = (x_{o1}, \dots, x_{om})'$ a hodnoty výstupov vektorom $\mathbf{y}_o = (y_{o1}, \dots, y_{os})'$. Jednotlivým vstupom a výstupom zodpovedajú vektory potenciálnych sklzov $\mathbf{s}_o^x = (s_{o1}^x, \dots, s_{om}^x)'$ a $\mathbf{s}_o^y = (s_{o1}^y, \dots, s_{os}^y)'$. Tieto sklzy treba obalovou analýzou dát identifikovať a na základe nich ohodnotiť efektívnosť príslušnej produkčnej jednotky o . Pre každú produkčnú jednotku o , $o \in \{1, \dots, n\}$, je nutné riešiť úlohu lineárneho programovania neorientovaného SBM modelu a s predpokladom variabilných výnosov z rozsahu

$$\rho_o(\lambda, \mathbf{s}^x, \mathbf{s}^y) = \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{i=m} s_{oi}^x / x_{oi}}{1 + \frac{1}{s} \sum_{j=1}^{j=s} s_{oj}^y / y_{oj}} = ! \min,$$

pri podmienkach

$$\begin{aligned} \mathbf{s}^x &= \mathbf{x}_o - \sum_{i=1}^{i=n} \{\lambda_i\} \mathbf{x}_i \\ \mathbf{s}^y &= \mathbf{y}_o - \sum_{i=1}^{i=n} \{\lambda_i\} \mathbf{y}_i \\ \sum_{i=1}^{i=n} \{\lambda_i\} &= 1 \\ \lambda &\geq 0, \mathbf{s}^x \geq 0, \mathbf{s}^y \geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

Podmienky optimalizačnej úlohy konštruujú množinu produkčných možností vzhľadom na n rozhodovacích jednotiek a ich napozorované vstupy $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n$ a výstupy $\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_n$ ako ich konvexné lineárne kombinácie v $\mathfrak{R}^m$ a $\mathfrak{R}^s$.

3. Efektívnosť činnosti slovenských verejných vysokých škôl

V tabuľke č. 2 vidíme dva pohľady na hodnotenie efektívnosti činnosti VVŠ, kde skóre vyjadruje mieru technickej efektívnosti ρ . Uvedené výsledky sú spracované za pomoci aplikácie DEA Solver. Medzi silne (plne) technicky efektívne VVŠ z produkčného aj finančného pohľadu na efektívnosť sa zaradili Univerzita Komenského v Bratislave a Trnavská univerzita v Trnave. Obe dosiahli ukazovateľ efektívnosti ρ rovný 1 a zároveň majú nulové sklzy. ARRA v správe o hodnotení vysokých škôl za rok 2012 uviedla za TOP vysokú školu Univerzitu Komenského v Bratislave, ktorá v európskom hodnotení zverejňovanom spoločnosťou Cybermetrics Lab obstála na 301. mieste⁴. Nazdávame sa, že ani plne technicky efektívna Univerzita Komenského hodnotená a porovnávaná v slovenských podmienkach by neobstála v zahraničnej konkurencii vysokých škôl. K dvom vyššie spomínaným plne technicky efektívnym VVŠ sa približuje Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre, ktorej výsledky signalizujú potrebu zmeny v ukazovateli objemu finančných prostriedkov vynaložených na výskumné projekty, a to v relatívne malej miere 2,9 %. Medzi technicky neefektívne VVŠ, ktoré dosiahli hodnotu koeficientu efektívnosti ρ menšiu ako 0,6 z produkčného hľadiska patria Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave a Katolícka univerzita v Ružomberku. Z finančného pohľadu sa za technicky najneefektívnejšiu považuje Univerzita veterinárskeho lekárstva v Košiciach. Následne je možné identifikovať sklzy v činnosti VVŠ, ktoré budú predstavovať odporúčania pre jednotlivé VVŠ ako sa stať technicky efektívnymi. Z produkčného pohľadu najvyššiu hodnotu sklzov (v percentuálnom vyjadrení) vo svojej činnosti dosiahla Katolícka univerzita v Ružomberku, ktorá by mala zvýšiť počet výskumných projektov o 423 %, čo predstavuje nárast o 34 projektov. Túto skutočnosť si

⁴ Ranking európskych a svetových univerzít: http://www.webometrics.info/en/Ranking_Europe?page=3

môžeme vysvetliť špecifickým zameraním školy, ktoré kladie nižší dôraz na vedecké projekty. Z finančného hľadiska sa väčšina sklzov objavuje v premennej objem finančných prostriedkov vynaložených na výskumné projekty, pričom najvyššia percentuálna zmena 96 % sa vyžaduje pri Univerzite veterinárneho lekárstva v Košiciach.

Tab. 2: Prehľad výsledkov DEA analýzy (zdroj: vlastné spracovanie)

VVŠ	Produkčný pohľad		Finančný pohľad	
	Skóre	Poradie	Skóre	Poradie
Univerzita J. Selyeho v Komárne	1	1	1	1
Univerzita Komenského v BA	1	1	1	1
Univerzita Pavla Jozefa Šafárika v KE	1	1	0,783382	14
Akadémia umení v BB	1	1	1	1
Vysoká škola výtvarných umení v BA	1	1	1	1
Univerzita veterinárskeho lekárstva v KE	1	1	0,511734	20
Univerzita Konštantína Filozofa v NR	1	1	0,985479	10
Vysoká škola múzických umení v BA	1	1	1	1
Trnavská univerzita v Trnave	1	1	1	1
Slovenská technická univerzita v BA	1	1	0,806302	13
Technická univerzita v KE	1	1	0,886971	12
Slovenská poľnohospodárska univerzita v NR	1	1	0,694259	16
Trenčianska univerzita A. Dubčeka v TN	1	1	0,672572	17
Ekonomická univerzita v BA	1	1	0,726561	15
Technická univerzita vo ZV	0,939572	15	0,671044	18
Prešovská univerzita v Prešove	0,867194	16	0,938706	11
Žilinská univerzita v Žiline	0,867184	17	1	1
Univerzita Mateja Bela v BB	0,789097	18	1	1
Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave	0,401339	19	0,60606	19
Katolícka univerzita v Ružomberku	0,39588	20	1	1

4. Záver

Hlavným zámerom príspevku bolo zhodnotiť efektívnosť dvadsiatich VVŠ v Slovenskej republike za rok 2012. Pri rozdielnej voľbe vstupných a výstupných premenných, ktoré sú kategorizované podľa produkčnej a finančnej stránky hodnotenia efektívnosti činnosti VVŠ, sme dospeli k rozdielnym záverom. V príspevku je aplikovaný neorientovaný SBM model obalovej analýzy údajov za podmienok variabilných výnosov z rozsahu. Medzi najefektívnejšie VVŠ z oboch spomínaných hľadísk sa zaradili Univerzita Komenského v Bratislave a Trnavská univerzita v Trnave. Na opačnom konci rankingu skončili z produkčného pohľadu Katolícka univerzita v Ružomberku a Univerzita sv. Cyrila a Metoda. Z finančného hľadiska sem zaradujeme Univerzitu veterinárskeho lekárstva v Košiciach a opäťovne Univerzitu sv. Cyrila a Metoda v Trnave. Nami získané výsledky možno považovať za relevantné a vierohodné, avšak ďalšie kroky výskumu v tejto oblasti by bolo vhodnejšie uskutočniť pri zmene rozhodovacích jednotiek na jednotlivé fakulty v rámci univerzity podľa zamerania fakulty. Výsledky takejto analýzy by poskytli zlepšené závery, nakoľko študijné zamerania fakúlt sa líšia vo svojej činnosti v nadväznosti na publikačnú činnosť a celkovú organizáciu fakulty. Tieto výsledky by ďalej mohli byť vzájomne komparované aj v nadväznosti na ranking slovenských vysokých škôl, ktorú pravidelne

uverejňuje ARRA. Iné rozšírenie štúdie by predstavovalo zahrnutie nežiaduceho výstupu v podobe počtu nezamestnaných absolventov vysokých škôl, ktorého cieľom by bolo vloženie kvalitatívnej stránky uplatnenia absolventov a eliminovala by sa tak podmienka maximalizácie počtu absolventov škôl, ktorí majú problém nájsť uplatnenie na trhu práce.

5. Literatúra

- [1] AZIZI, Z. PAKTINAT, M. 2013. A DEA application for analyzing investment activities in higher educational organizations. Dostupné na internete <http://www.growingscience.com/msl/Vol3/msl_2013_4.pdf>.
- [2] COOPER, W.W. et al. 2011. Handbook on Data Envelopment Analysis. New York: Springer, 2011. 497 s. ISBN 978-1-4419-6150-1.
- [3] GAITHER, G. et al. 1994. Measuring Up: The Promises and Pitfalls of Performance Indicators in Higher Education. Association for the Study of Higher Education.; ERIC Clearinghouse on Higher Education, Washington, D.C, 1994. 159 s. ISBN 1-878380-61-3.
- [4] JOHNES, G. 1992. Performance indicators in Higher Education: A Survey of Recent Work. In: Oxford Review of Economic Policy, č. 8, 1992, s. 19-34.
- [5] LU, T. YANBAI, W. 2012. The Study of the DEA Method Model for University Teaching Quality Assessment and Benefit Analysis. Dostupné na internete <<http://ac.els-cdn.com/S1875389212006347/1-s2.0-S1875389212006347-main.pdf?tid=3485ddfc-1477-11e3-9140-00000aacb361&acdnat=137819897627d9abf497943d45969537333e f2147b>>.
- [6] Rozpis dotácií zo štátneho rozpočtu pre VVŠ na rok 2012. Ministerstvo školstva SR [online]. Dostupné na internete <<http://www.minedu.sk/data/att/1823.xls>>.
- [7] Štatistická ročenka 2012/2013 (sekcia Pedagogický zamestnanci). Ústav informácií a prognóz školstva [online]. Dostupné na internete <http://www.uips.sk/sub/uips.sk/images/JC/ROCENKA/VS/vs_9.xls>.
- [8] Štatistická ročenka 2012/2013. Ústav informácií a prognóz školstva [online]. Dostupné na internete <<http://www.uips.sk/sub/uips.sk/images/JC/ROCENKA/VS/vs2012.zip>>.
- [9] TAM, M. 2001. Measuring Quality and Performance in Higher Education. In: Quality in Higher Education, č. 7, 2001, s. 47-54.
- [10] TZEMERES, N. HALKOS, G. 2010. A DEA approach for measuring university departments efficiency. Dostupné na internete <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/24029/1/MPRA_paper_24029.pdf>.
- [11] Výročná správa o stave vysokého školstva za rok 2012. Ministerstvo školstva SR [online]. Dostupné na internete <<http://www.minedu.sk/data/att/5183.zip>>.
- [12] WONGCHAI et al. 2012. DEA Metafrontier Analysis on Technical Efficiency Differences of National Universities in Thailand, 3rd International Conference on New Trends in Education and Their Implications. Dostupné na internete <<http://aa.npust.edu.tw/doc/6/101%E8%A3%9C%E5%8A%A9/7/DEA%20Metafrontier%20Analysis%20on%20Technical%20Efficiency%20Differences%20of%20National%20Universities%20in%20Thailan.pdf>>.

Adresa autorov:

Tatiana Bányiová, Ing.
Slovenská poľnohospodárska univerzita
Fakulta ekonomiky a manažmentu
Tr. Andreja Hlinku 2, 949 76 Nitra
tatiana.banyiova@gmail.com

Tatiana Bieliková, Ing.
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici
Ekonomická fakulta
Tajovského 10, 975 90 Banská Bystrica
tatiana.bielikova@gmail.com

Úrokový kanál menovej politiky v modeli VEC¹ Interest Rate Channel of Monetary Policy in VEC model

Ludmila Bartóková, Júlia Ďurčová

Abstract: The paper focuses on analysis of monetary policy transmission mechanism in Slovak Republic. The aim of analysis is to verify the reaction of endogenous variables in case of monetary policy shocks with an emphasis on transmission through interest rate channel and its impact on inflation, nominal effective exchange rate (NEER) and gross domestic product. The effects of interest rate shocks on selected variables were identified by estimating VEC model that uses Cholesky decomposition of innovations.

Abstrakt: Článok je zameraný na analýzu transmisného procesu menovej politiky v Slovenskej republike. V rámci analýzy bola zisťovaná reakcia endogénnych premenných na šoky menovej politiky, pričom bližšia pozornosť bola venovaná pôsobeniu transmisného kanála krátkodobej úrokovej miery na vývoj inflácie, nominálneho efektívneho kurzu (NEER) a hrubého domáceho produktu. Efekty úrokových šokov na vybrané premenné boli identifikované na základe odhadu modelu VEC, ktorý využíva Choleskeho dekompozíciu inovácií.

Key words: interest rate channel, monetary policy shock, Slovak Republic, VEC model.

Kľúčové slová: kanál úrokovej miery, šok menovej politiky, Slovenská republika, model VEC.

JEL classification: C32 E43, E52

Úvod

Nedávna hospodárska kríza a udalosti, ktoré nasledovali po nej (vrátane dlhovej krízy), poukázali na mnohé problémové oblasti hospodárskeho vývoja krajín a možnosti jeho ovplyvňovania prostredníctvom menovej politiky. Z toho dôvodu sa téma efektívnosti kanálov menovej politiky opäť dostáva do pozornosti. Proces transmisie zvyčajne pôsobí rýchlejšie v otvorenej ekonomike, ktorá je vo veľkej miere vystavená aj vplyvom externého prostredia. V prípade tranzitívnych ekonomík je dlhodobé využívanie jedného konkrétneho transmisného kanála s ohľadom na mnohé štrukturálne zmeny, nie vždy považované za najvhodnejšie.

1. Prehľad literatúry

V súčasnosti väčšina centrálnych bánk využíva pri realizácii menovej politiky kľúčové úrokové miery. Zmeny v nastavení krátkodobých úrokových mier sa prenášajú do sadzieb peňažného trhu a následne do celého bankového sektora ako aj do reálnej ekonomiky. Analýzy menového transmisného mechanizmu sa často realizujú prostredníctvom modelov vektorovej autoregresie (VAR model alebo model VEC). Objavujú sa aj kritiky tohto prístupu, ktoré poukazujú na to, že fungovanie reálnej ekonomiky a ekonomických procesov nemôže byť merané žiadnymi pozorovateľnými makroekonomickými indikátormi. Napriek týmto kritikám ostávajú tieto modely jednými z najpoužívanejších pri modelovaní menových transmisných procesov, keďže umožňujú študovať a porovnávať vplyv menových šokov na vybrané premenné v jednotlivých krajinách.

Skúmanie úrokového transmisného mechanizmu v podmienkach krajín v procese dobiehania sa dostalo do pozornosti relatívne nedávno. (Frömmel et al., 2011; Zamrazilová, 2011; Mandel, Arlt, 2012). V prípade krajín V4 bola preukázaná značná významnosť

¹ Príspevok vznikol v rámci riešenia projektu VEGA č. 1/0973/11

úrokového kanála v porovnaní s ostatnými kanálmi. (Crespo-Cuaresma, Reininger, 2007). Lyziak (Lyziak, 2011) a Demchuk (Demchuk, 2012) testovali prostredníctvom VAR metódy dopady krízy na účinnosť prenosu menovej politiky v prípade Poľska. Jedným z najdôležitejších zistení bola skutočnosť, že tradičný úrokový kanál bol ovplyvnený krízou najviac. Na analýzu transmisného mechanizmu v prípade Českej republiky v období 1994 - 2004 použili VAR prístup Hurník a Arnoštová (Hurník a Arnoštová, 2005). Zistili, že neočakávané sprísňovanie menovej politiky vedie k poklesu outputu, pretože ceny zostávajú po určitú dobu nepružné a začínajú klesať až po približne dvoch štvrtrokoch. Menový kurz však reaguje okamžitým zhodnotením.

V prípade analýzy troch kanálov menovej politiky (úrokový, úverový kanál a kanál cien aktív) v podmienkach eurozóny sa ukázal práve úrokový kanál najdôležitejší pri transmisii menovej politiky. (Angeloni, Mojon, Kashyap a Terlizzese, 2003)

V nasledujúcej analýze sme sa preto pokúsili aplikovať model vektorovej autoregresie pre Slovenskú republiku na sledovanie prenosu cez úrokový transmisný kanál, pričom ako základné premenné boli do modelu zvolené HDP, inflácia a menový kurz, teda premenné, ktoré centrálna banka zvyčajne využívajú pri riadení menovej politiky.

2. Ekonometrický model

Na overenie existencie vzťahov medzi premennými sme využili model VEC- vektorový model s korekčným členom (Vector Error Correction Model), ktorý umožnil sledovať pôsobenie zmeny úrokovej miery na zvolené premenné. Model VEC vychádza z predpokladov modelu VAR (model vektorovej autoregresie, vector autoregression model), a zároveň umožňuje zohľadniť existujúce vzťahy medzi časovými radmi jednotlivých premenných. Pri konštrukcii tohto modelu sa vychádza z rovnice pre neohraničený model vektorovej autoregresie pre n nestacionárnych premenných a p -rádu, ktorá má tvar:

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

kde $Y_t = [y_t, p_t, e_{rt}]$ je $n \times 1$ vektor endogénnych nestacionárnych makroekonomických premenných, pričom y_t zodpovedá hrubému domácomu produktu HDP, e_{rt} reprezentuje nominálny efektívny menový kurz (NEER) a p_t označuje index spotrebiteľských cien, μ je vektor konštánt, A_i predstavuje $n \times n$ polynóm variančno-kovariančných matic, $\varepsilon_t \sim N_n(0, \Sigma)$ je normalizovaný vektor exogénnych šokov modelu odrážajúci neobjasnené zmeny vo vývoji endogénnych premenných vo forme $n \times 1$.

Ak sú aspoň dve endogénne premenné integrované rádu 1 ($I(1)$) vzájomne kointegrované, potom je potrebné upraviť VAR model na VEC model, a to vydelením $Y_t - 1$. Výsledkom je rovnica:

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

kde ΔY_t is $n \times 1$ je vektor stochastických premenných Y_t vyjadrených na úrovni prvých diferencií

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \Gamma_1 = - \sum_{i=1}^{p-1} A_i \quad (3)$$

I je $n \times n$ jednotková matica. Tento model už zachytáva krátkodobé aj dlhodobé prispôsobenie sa zmenám. VEC model vyžaduje, aby medzi premennými existoval aspoň jeden dlhodobý kointegračný vzťah. Odhadnutý VEC model umožňuje následne určiť priebehy impulse-response funkcií pre všetky premenné. Rovnako je možné sledovať dekompozíciu variancie.

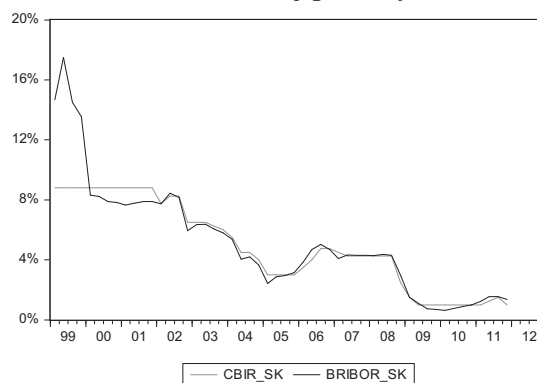
Pred samotným použitím výsledkov ekonometrickej analýzy je potrebné otestovať stacionaritu časových radov, ako aj overiť existenciu vzťahu dlhodobej rovnováhy. Rovnako je potrebné overiť, či sa v modeli nevyskytuje reziduálna autororelácia a heteroskedasticita a či je splnená podmienka normality. V ďalšej časti sú kvôli rozsahu uvádzané len vybrané výsledky testov. Ďalšie výsledky sú k dispozícii na vyžiadanie od autorov článku.

3. Dáta a výsledky

Model bol odhadnutý pre časové obdobie 1999Q1-2011Q4, ktoré zahŕňa jednak krízové roky ale tiež aj už členstvo Slovenska v eurozóne. Pri výpočte sme vychádzali z predpokladu, že negatívny vývoj súvisiaci s krízou mohol narušiť proces prenosu menových opatrení do reálnych makroekonomických premenných, v dôsledku čoho bolo sprísňovanie menovej politiky prenášané na sledované ekonomické premenné len sčasti alebo s významným časovým oneskorením. Údaje použité v tejto analýze boli získané z databáz Medzinárodného menového fondu (IFS), Európskej centrálnej banky (ECB), Banky pre medzinárodné zúčtovanie (BIS), Eurostatu, Slovenskej národnej banky. V modeli boli využité štvrťročné údaje z rokov 1999-2011 (52 pozorovaní) pre nasledujúce premenné: hrubý domáci produkt, nominálny efektívny menový kurz, cenová hladina a krátkodobé úrokové miery. V prípade časového radu pre hrubý domáci produkt boli údaje najprv sezónne očistené za účelom eliminácie sezónnych faktorov.

Vývoj endogénnych premenných

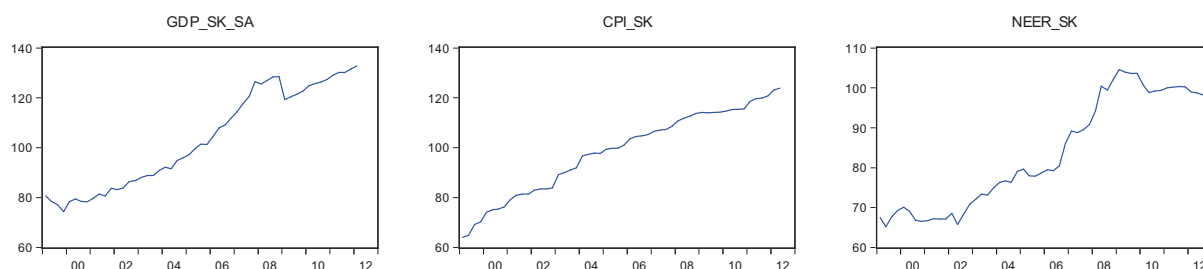
Pri zostavovaní modelu sme predpokladali, že menové rozhodnutia príslušnej centrálnej banky a zmeny jej kľúčovej úrokovej miery sú následne prenášané do úrokových mier na peňažnom trhu. Možno teda predpokladať, že zmeny v nastavení 2-týždňovej úrokovej miery pre hlavné refinančné operácie neskôr kopíruje aj vývoj 3-mesačnej úrokovej miery BRIBOR (Obr. 1). Inými slovami, vývoj BRIBORU (neskôr EURIBORU) odráža meniace sa stanovisko centrálnej banky. Kľúčová úroková miera centrálnej banky a úroková miera peňažného trhu vykazujú po roku 2000 vysokú mieru korelácie, a teda miery peňažného trhu môžu byť využité aj pre odhad smerovania menovej politiky.



Obr. 1: Úrokové miery (%) (Po roku 2009 bol BRIBOR nahradený EURIBOROM.)

Zdroj: Eurostat, NBS, vlastné spracovanie

V rámci sledovaného obdobia rokov 1999 – 2011 sa vývoj endogénnych premenných vyznačoval prevažne rastúcim trendom (Obr. 2). Zvyšujúcu sa výkonnosť slovenskej ekonomiky do roku 2008 pozitívne ovplyvňovalo završovanie ekonomickej transformácie, európske integračné procesy, stabilnejšie menové prostredie a významný prílev zahraničného kapitálu. Následne začala ovplyvňovať celkový ekonomický vývoj hospodárska kríza. Došlo k poklesu výkonnosti, spomaleniu dynamiky ekonomického rastu, spomaleniu rastu cenovej hladiny a rastu nezamestnanosti. Zhodnocovanie nominálneho efektívneho menového kurzu sa spomalilo, zo začiatku došlo dokonca k jeho významnému znehodnoteniu.



Obr. 2: Vývoj HDP (index, 2005=100), cenovej hladiny (%), NEER (index)

Zdroj: Eurostat, NBS, vlastné spracovanie

Testy

Pre použitie údajov v ekonometrickom modeli sme zisťovali stacionaritu časových radov prostredníctvom testu jednotkového koreňa použitím Dickey-Fullerovho testu (ADF) a Phillips-Perronovho testu (PP). Testy overujú nulovú hypotézu o existencii jednotkového koreňa. Skúmané časové rady boli na úrovni základných hodnôt prevažne nestacionárne, preto sme zisťovali ich stacionaritu na úrovni prvých diferencií. Tu sa už stacionarita potvrdila, teda bolo možné nulovú hypotézu o prítomnosti jednotkového koreňa zamietnuť (Tab. 1).

Tab. 1: Výsledky testov jednotkového koreňa (1999Q1-2011Q4)

Slovenská republika	BRIBOR (EURIBOR)		GDP		NEER		CPI	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
hodnoty	-2,377	-2,548	-0,171	-0,095	-0,579	-0,644	-1,553	-4,562*
1.diferencie	-7,939*	-7,859*	-6,719*	-6,714*	-6,028*	-6,043*	-3,601	-7,138*

Poznámka: Údaje predstavujú výsledky t-statistiky. Nulovú hypotézu možno zamietnuť pri 1% hladine významnosti (*), 5% hladine významnosti (**), 10% hladine významnosti (***)

Zdroj: vlastné výpočty

Pri testovaní časových radov je rovnako potrebné overiť, či pozorovania nie sú navzájom korelované. Autokorelácia rezíduí bola overená prostredníctvom LM testu aj korelogramu, ktoré potvrdili, že rezíduá možno považovať za vzájomne nekorelované. Na testovanie normality rezíduí bol využitý Jarque-Berov test. Na základe výsledkov testu možno konštatovať, že rezíduá sú z normálneho rozdelenia.

Testovanie kointegrácie overuje existenciu stabilných dlhodobých väzieb medzi endogénnymi premennými modelu. Na tento účel boli využité Johansenov a Juseliusov test. Výsledky oboch testovacích štatistík (Trace test a maximum Eigenvalue statistics) potvrdili prítomnosť prevažne dvoch kointegrujúcich rovníc (Tab. 2). Zistená kointegrácia vylúčila využitie modelu VAR, a preto bol zvolený model s korekčným členom VEC.

Tab. 2: Výsledky testov kointegrácie (1999Q1-2011Q4)

rovnice	Trace Stat.	0,05 kritická hodnota	Eigenvalue	0,05 kritická hodnota
žiadna *	80.03598	47.85613	41.93462	27.58434
najviac 1	38.10136	29.79707	23.30130	21.13162
najviac 2	14.80007	15.49471	11.82233	14.26460

Zdroj: vlastné výpočty

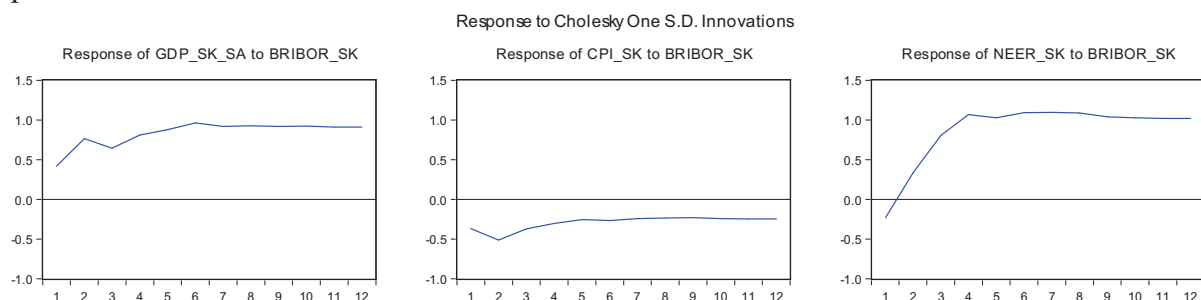
Stabilita zvoleného modelu bola zisťovaná prostredníctvom AR Root testu, ktorý potvrdil stabilitu modelu. Následne bol na základe výsledkov testov jednotkového koreňa a kointegrácie odhadnutý VEC model, ktorý nám umožnil zistiť priebeh impulse-response funkcií ako aj určiť dekompozíciu variancie pre Slovenskú republiku.

Výsledky impulse- response funkcie

Odhadnutý model VEC umožňuje zistiť priebeh impulse - response funkcií (IRF) pre jednotlivé endogénne premenné. Pri testovaní sme sa zamerali len na sledovanie reakcie premenných na zmenu úrokovej miery. Posudzovali sme jednorazový pozitívny úrokový šok, ktorý reprezentuje menové sprísňovanie. Na základe teórie možno očakávať, že menové

sprísňovanie (rast krátkodobej úrokovej miery) bude nasledované poklesom celkového produktu a cenovej hladiny a krátko na to aj zhodnocovaním menového kurzu (rast kurzu).

Z grafov je zrejmé, že endogénne premenné reagovali na náhle výkyvy krátkodobých úrokových mier citlivo (Obr. 3), predovšetkým CPI a NEER, ktoré sa vyvíjali v súlade s očakávaniami. Napriek pozitívnemu šoku v úrokovej miere je reakcia HDP mierne pozitívna. Toto správanie možno dať do súvisu s tým, že vývoj HDP na Slovensku je vo veľkej miere determinovaný inými činiteľmi ako je úroková miera. Veľkú úlohu zohrávajú napr. vysoká obchodná otvorenosť a prepojenosť so zahraničím ale aj domáca fiškálna politika.



Obr. 3: Reakcia HDP, CPI a NEER v % na 1%-nú zmenu BRIBOR (1999Q1-2011Q4) (Po roku 2009 bol BRIBOR nahradený EURIBOROM.)
Zdroj: vlastné výpočty

Výsledky dekompozície variancie endogénnych premenných

Na základe odhadnutého modelu bolo možné uskutočniť aj dekompozíciu variancie endogénnych premenných. V Tab. 3 sú uvedené príspevky meniacej sa úrokovej miery BRIBOR (EURIBOR) k variabilite HDP, cenovej hladiny a nominálneho efektívneho kurzu. Na základe výsledkov je možné konštatovať, že zmena BRIBORU má významný vplyv na premenné s odstupom približne troch štvrtrokov. Pri cenovej hladine je možné pozorovať významnejšiu reakciu už zo začiatku skúmaného obdobia. V prípade NEER bol efekt zmeny úrokovej miery najsilnejší zo skúmaných premenných a s priebehom času naberal na intenzite. Ako je však zrejmé aj z tabuľky, na variabilitu premenných majú podstatný vplyv aj iné premenné.

Tab. 3: Dekompozícia variancie (1999Q1-2011Q4)

Dekompozícia variancie endogénnych premenných			
Periódá	GDP_SK_SA	CPI_SK	NEER_SK
1	3.627132	8.696876	2.071330
2	7.758672	12.41950	2.854542
3	8.058552	11.96982	8.718378
4	9.227371	11.00879	13.95425
5	10.06718	9.764845	15.36978
6	10.98104	8.865715	16.36772
7	11.36342	8.131262	17.13322
8	11.63943	7.603869	17.67664
9	11.79736	7.202372	17.91303
10	11.92937	6.916057	18.05203
11	12.01226	6.694292	18.16794
12	12.08036	6.517799	18.27667

Choleskeho usporiadanie: BRIBOR_SK GDP_SK_SA
CPI_SK NEER_SK

Zdroj: vlastné výpočty

Na základe výsledkov možno usúdiť, že v Slovenskej republike zohrávajú v menovej politike významnú úlohu aj ďalšie kanály menovej transmisie. S ohľadom na vysokú otvorenosť ekonomiky možno predpokladať silné pôsobenie zahraničných vplyvov na vývoj reálnej ekonomiky. Toto môže následne oslabovať prenos cez úrokový kanál transmisného mechanizmu.

4. Záver

Nedávny nepriaznivý vývoj po roku 2008 stále preveruje schopnosti menovej politiky pri zmierňovaní negatívnych dopadov. Možno to sledovať v súvislosti s pôsobením jednotnej menovej politiky ECB a prehlbovaním asymetrií medzi členskými krajinami.

Uskutočnená analýza bola zameraná na sledovanie pôsobenie menovej politiky cez úrokový transmisný kanál, pričom ako základné premenné boli do modelu zvolené HDP, inflácia a menový kurz, teda premenné, ktoré sa zvyčajne využívajú v rámci menovo-politického riadenia. Cieľom analýzy bolo zhodnotiť, nakoľko sú procesy menovej transmisie cez tento kanál účinné v prípade Slovenskej republiky. Pri analýze bol využitý model vektorovej autoregresie a na základe zistených výsledkov možno konštatovať, že reakcia premenných odráža vysokú otvorenosť slovenskej ekonomiky. Možno teda predpokladať podstatné postavenie iných faktorov ako úrokovej miery, čo môže následne oslabovať prenos cez úrokový kanál transmisného mechanizmu.

5. Literatúra

- [1]ANGELONI, I., KASHYAP, A. K., MOJON, B., TERLIZZESE, D. 2003. Monetary transmission in the euro area: does the interest rate channel explain all? The National Bureau of Economic Research. Working paper No. 9984.
- [2]ARNOŠTOVÁ, K., HURNÍK, H. 2005. The monetary transmission mechanism in the Czech Republic (evidence from VAR analysis). Czech National Bank. Working Paper Series 4/2005.sfdkhf
- [3]ARLT, J., MANDEL, M. 2012. Je možné predpovedať repo sazbu ČNB na základe spät hľadího menového pravidla? Politická ekonomie 4 (2012). ISSN 0032-3233
- [4]DEMCHUK, O.,LYZIAK, T., PRZYSTUPA, J., SZNAJDESKA, A., WRÓBEL, E. 2012. Monetary policy transmission mechanism in Poland. What do we know in 2011? National Bank of Poland. Working Paper No.116. ISSN 2084-624X.
- [5]ÉGERT, B., CRESPO-CUARESMA, J., REININGER, T. 2007. Interest rate pass-through in central and Eastern Europe: Reborn from ashes merely to pass away?, Journal of Policy Modeling 29 (2007) 209–225
- [6]FRÖMMEL, M., GARABEDIAN, G., SCHOBERT, F. 2011. Monetary policy rules in Central and Eastern European Countries: Does the exchange rate matter? Journal of Macroeconomics. 33 (2011). S. 807- 818. ISSN 0164-0704
- [7]LYZIAK, T., PRZYSTUPA, J., STANISLAWSKA, E., WRÓBEL, E. 2011. Monetary policy transmission disturbances during the financial crisis: a case of emerging market economy. National Bank of Poland.
- [8]ZAMRAZILOVÁ, E. 2011. Měnová politika: Staré lekce, nové výzvy. Politická ekonomie 1 (2011). s.3 - 21. ISSN 0032-3233

Adresa autorov:

Ľudmila Bartóková, Ing., PhD.
Ekonomická fakulta TUKE
Nemcovej 32, 040 01 Košice
ludmila.bartokova@tuke.sk

Júlia Ďurčová, Ing., PhD.
Ekonomická fakulta TUKE
Nemcovej 32, 040 01 Košice
julia.durcova@tuke.sk

**Analýza prírastkov silových schopností a plaveckej rýchlosti podľa fáz
kondičného programu vodných pólistov**
**Analysis of growth development of strength abilities and swimming speed
according to fitness programme water polo players**

Peter Berlanský, Ján Luha

Abstract: the work is focused on dealing with the situation in the field of sports research edukológie. We examined the effectiveness of kondičného of power capacity additions, as well as its impact on the drought force exercises for speed swimming ability and the success of the endings, such as additions to the component sports training in water polo.

Abstrakt: Práca je zameraná na riešenie výskumnej situácie z oblasti športovej edukológie. Zisťovali sme efektívnosť kondičného programu zameraného na prírastky silových schopností silovými cvičeniami na suchu, ako i jeho vplyv na prírastky rýchlostných plaveckých schopností a úspešnosti zakončenia, ako súčasti športovej prípravy vo vodnom póle.

Key words: sports training in water polo, fitness program to develop strength abilities to drought, increases power capability to dry, increases the swimming speed, performance, water polo special testing exercise.

Kľúčové slová: športová príprava vo vodnom póle, kondičný program na rozvoj silových schopností na suchu, prírastky silových schopností na suchu, prírastky plaveckej rýchlosti, úspešnosť zakončenia, špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie.

JEL classification: C1, C12, I1, L83.

1. ÚVOD

Príspevok prezentuje ďalšie poznatky zo športovej prípravy 10 – 13-ročných hráčov vodného póla KVP Kúpele Piešťany, účastníkov najvyššej slovenskej ligy v žiackych kategóriách prezentujeme výsledkami špeciálneho experimentu pri aplikácii dvoch tréningových postupov (Berlanský, 2012). Vedecké poznatky zo štruktúry športového výkonu v plávaní a vo vodnom póle dokumentujú, že limitujúcim faktorom je vysoká úroveň kondičných schopností, predovšetkým silových (Ramsay et al., 1990; Havlíček, 1993; Štulrajter, Zrubák, Jánošdeák, 1998; Feigenbaum, Wescott, 2000, 2005; Feigenbaum, 2007; Berlanský 2002, 2013; Macejková, 2005; Strešková, 2008; Hamar, Kampmiller, 2009; Putala, Macejková, Matúš 2010; Holas, 2010; Berlanský, Psalman, Ružičková, 2011; Luha, Berlanský 2012, 2013).

Metodika športového experimentu, ktorý realizoval P. Berlanský, bola podrobne popísaná v príspevku Berlanský P., Luha J., Strešková E. (2013). Postupný jednoskupinový pedagogický experiment a testovanie, súbor 10 – 13-roční vodní pólisti KVP Kúpele Piešťany (n = 20) sme realizovali v podmienkach tréningového procesu v prvom makrocykle roku 2012 počas transformačného a súťažného obdobia v celkovej dĺžke 16 týždňov v 25-metrovom bazéne v hoteli Sláňa v Piešťanoch. Testovanie úrovne silových schopností na suchu sme realizovali v telocvični SZŠ v Piešťanoch. Samotné testovanie trvalo 90 minút. Testovaniu vždy predchádzalo rozcvičenie, rozplávanie a rozcvičenie s loptou. Tréningová jednotka vo vode určená na testovanie plaveckej rýchlosti, špeciálnej plaveckej rýchlosti a úspešnosti zakončenia bola ukončená vyplávaním.

Prehľad meraných parametrov:

1. Testy silových schopností na suchu: ručná a chrbtová dynamometria, skok z miesta znožmo, hod plnou loptou 2 kg obojručne, hod pravou a ľavou rukou plnou loptou 1 kg, sed – ľah počas 1 minúty.

(T1) Ručná dynamometria – test na meranie statickej sily pravej a ľavej ruky.

(T2) Chrbtová dynamometria – test na meranie statickej sily chrbtového svalstva.

(T3) Skok do diaľky znožmo – test na meranie výbušnej sily dolných končatín.

(T4) Hod plnou loptou 2 kg – test na meranie výbušnej sily horných končatín a trupu.

(T5) Hod plnou loptou 1 kg pravou, ľavou rukou – test na meranie výbušnej sily pravej a ľavej končatiny.

(T6) Sed – ľah za 1 minútu – test na meranie dynamickej a vytrvalostnej sily brušného svalstva a bedrovo-stehenného svalstva.

2. Meranie špeciálnych plaveckých schopností: test 3 x 25 metrov kraul (Ružbarský, 2003) a špeciálnym vodnopólovým testovacím cvičením – špeciálna plavecká rýchlosť 10 metrov a úspešnosť zakončenia (Berlanský, Strešková, 2011).

(T7) Test plaveckej rýchlosti (rýchlostné schopnosti): 3 x 25 metrov kraul, štart z vody a interval medzi opakovaniami je 1 minúta. Probandi absolvovali všetky tri úseky, najlepší čas sa zaznamenáva.

(T8) Špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie (ŠVTC): Pre naplnenie podstaty obsahovej validity sme vytvorili testovacie cvičenie, v ktorom sme po konzultáciách s trénermi spolu s informáciami z dostupnej literatúry uskutočnili výber činností, ktoré z pohybového obsahu vystihujú typické herné činnosti vo vodnom póle. Aplikovali sme pohybové činnosti simulujúce individuálne HČ hráča vo vodnom póle s využitím silových schopností, ktorých zlepšenie v našom výskume predpokladáme – štart s loptou, 2 metre vedenie lopty kraulom po prvú fotobunku, 10 metrov vedenie lopty kraulom maximálnou rýchlosťou medzi zdvojenými fotobunkami v horizontálnej polohe napojených na digitálnu časomieru, 2 metre vedenie lopty kraulom k méte zakončenia vo vzdialenosti 5 metrov od redukovanej bránky a následné zakončenie. Probandi absolvovali všetky tri kolá, do úvahy sa bral najlepší dosiahnutý čas nameraný digitálnou časomierou a po úspešnom pokuse pri zakončení.

ŠVTC sme aplikovali na ploche 25 x 12,5 metra v bazéne, čo je približne polovica vodnopólového ihriska. Pozostávalo z niekoľkých, na seba nadväzujúcich pohybových činností, ktoré predstavujú reťaz herných činností jednotlivca.

Pomôcky: vodnopólové lopty (6), farebné valčeky biele (2) farebné valčeky žlté (2) a farebné valčeky červené (4), priemer valca = 5 cm a výška valca = 30 cm vyznačujú méty v bazéne, fotobunky s dvomi žiaričmi v horizontálnej polohe napojené na PC (2) umiestnené 12 cm nad hladinou vody v bazéne, zrkadielko (2) situované funkčne oproti na lúče fotobunky umiestnené 12 cm nad hladinou vody v bazéne, píšťalka, zmenšená (redukovaná) vodnopólová brána (rozmery 220 cm x 109 cm).

Fázy experimentu:

vstup.....vstupné merania
 kontrol.....kontrolné merania
 experim.....merania na konci experimentu

V citovanej práci Berlanský P., Luha J., Strešková E. (2013) sme dokázali pozitívny vplyv kondičného programu po línii „vstup – kontrol - experim“ pomocou exaktného neparametrického párového Wilcoxonovho testu. Taktiež Friedmanov neparametrický test potvrdil tieto výsledky.

Kvôli úplnosti uvádzame v Tab.1 priemerné hodnoty pôvodných premenných podľa fáz výskumu a výsledky Friedmanovho neparametrického testu. Výsledky sú štatisticky významné, pretože všetky P-hodnoty mali hodnotu menšiu ako 0,05. V tabuľke 1 sú aj P-hodnoty Wilcoxonovho neparametrického testu medzi jednotlivými fázami experimentu.

Tab.1 Priemerné hodnoty jednotlivých veličín podľa fáz experimentu

premenné	vstup	kontrol	experim	P- hodnoty Friedmanov test	P-hodnoty Wilcoxonov neparametrický test vstup-kontrol	P-hodnoty Wilcoxonov neparametrický test kontrol - experim
RD_P (N)	169.50	175.50	186.00	0.000	0.035	0.005
RD_L (N)	155.00	160.50	172.00	0.000	0.020	0.022
chrbtova_dynamometria (N)	658.50	677.50	689.50	0.003	0.006	0.210
sed_lah_1min (počet opakovaní)	28.30	28.75	30.40	0.000	0.033	0.000
skok_znozmo_z_miesta (cm)	137.05	137.05	144.05	0.000	0.821	0.001
hod_loptou_2kg (cm)	504.00	510.50	533.75	0.000	0.050	0.000
hod_loptou1kg_PR (cm)	752.00	755.75	823.50	0.000	0.791	0.000
hod_loptou1kg_LR (cm)	490.75	477.00	524.75	0.000	0.583	0.000
kraul_25metrov (s)	20.21	19.95	19.14	0.000	0.011	0.000
SVTC špeciálna plavecká rýchlosť_10m (s)	11.10	10.86	10.22	0.000	0.023	0.000
uspesnot_zakoncenia (pokusy)	2.45	2.80	2.90	0.003	0.039	0.313

Podrobná analýza výsledkov experimentu jednoznačne dokazuje pozitívny vplyv nášho experimentu, cvičení na rozvoj silových schopností na suchu v tréningovom procese vodných pólistov, na silové schopnosti probandov ako aj na ich výkony vo vode (Berlanský P., Luha J., Strešková E. 2013). V ďalšom rozšírime našu analýzu o analýzu prírastkov vo výsledkoch medzi fázami výskumu „kontrol – vstup“ a „experim – kontrol“ a o percentuálnom podiele na celkovom prírastku „experim – vstup“.

2. VÝSLEDKY

Skúmame vplyv kondičného programu na prírastky sledovaných premenných podľa: silových schopností, plaveckej rýchlosti, špeciálnej plaveckej rýchlosti a úspešnosti zakončenia. Výsledky prezentujeme prehľadne v tabuľke 2. Skúmame teda ako sa menia prírastky „kontrol – vstup“ a „experim – kontrol“ za sledované premenné. Je zrejmé, že celkový prírastok „experim – vstup“ je súčtom prvých dvoch prírastkov.

Na testovanie prírastkov „kontrol – vstup“ oproti „experim – kontrol“ sme použili exaktný neparametrický párový Wilcoxonov test. Diferencie sú štatisticky významné, keď príslušná P-hodnota je menšia ako 0,05.

Podrobná analýza výsledkov v tabuľke 2 a v grafoch prehľbuje výsledky uvedené v článku Berlanský P., Luha J., Strešková E. (2013), ktoré sme, kvôli úplnosti, načrtli v predošlej kapitole. V tabuľke 2 sú priemerné hodnoty jednotlivých prírastkov, P-hodnoty testu, diferencie prírastkov *experim* – *kontrol* a *kontrol* – vstup a percentuálny podiel prírastkov prvej a druhej fázy experimentu na celkovom prírastku postupného dvojfázového experimentu.

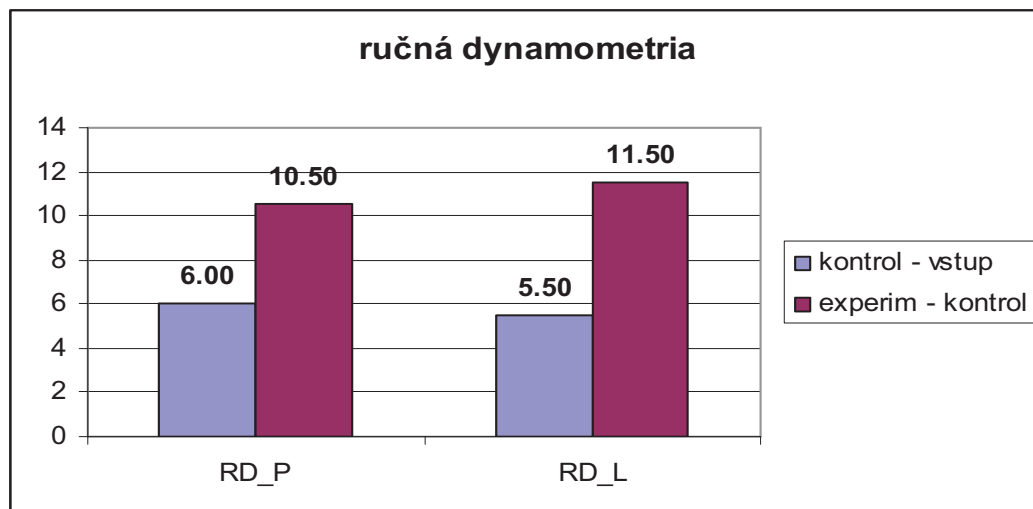
Problém je pri analýze prírastkov hod loptou 1 kg ľavá ruka, pretože v tomto prípade je prírastok prvej fázy záporný.

Podrobnejšiu analýzu uvádzame po grafickom vyjadrení výsledkov, ktoré sú v grafoch 1 až 9.

Tab.2 Komparácia prírastkov

premenné	prírastok: kontrol - vstup	prírastok: experim- kontrol	prírastok: experim - vstup	diferencie prírastkov fáz experim	% kontrol - vstup	% experim - kontrol	P - hodnota
RD_P (N)	6.00	10.50	16.50	4.50	36.36	63.64	0.404
RD_L (N)	5.50	11.50	17.00	6.00	32.35	67.65	0.336
chrbtova_dynamometria (N)	19.00	12.00	31.00	-7.00	61.29	38.71	0.667
sed_lah_1min (počet opakovaní)	0.45	1.65	2.10	1.20	21.43	78.57	0.004
skok_znozmo_z_miesta (cm)	0.00	7.00	7.00	7.00	0.00	100.00	0.037
hod_loptou_2kg (cm)	6.50	23.25	29.75	16.75	21.85	78.15	0.102
hod_loptou1kg_PR (cm)	3.75	67.75	71.50	64.00	5.24	94.76	0.000
hod_loptou1kg_LR (cm)	-13.75	47.75	34.00	61.50	-40.44	140.44	0.001
kraul_25metrov(s)	-0.25	-0.81	-1.06	-0.56	23.86	76.14	0.012
SVTC špeciálna plavecká rýchlosť_10m (s)	-0.24	-0.64	-0.88	-0.40	27.17	72.83	0.112
uspesnot_zakoncenia (pokusy)	0.35	0.10	0.45	-0.25	77.78	22.22	0.307

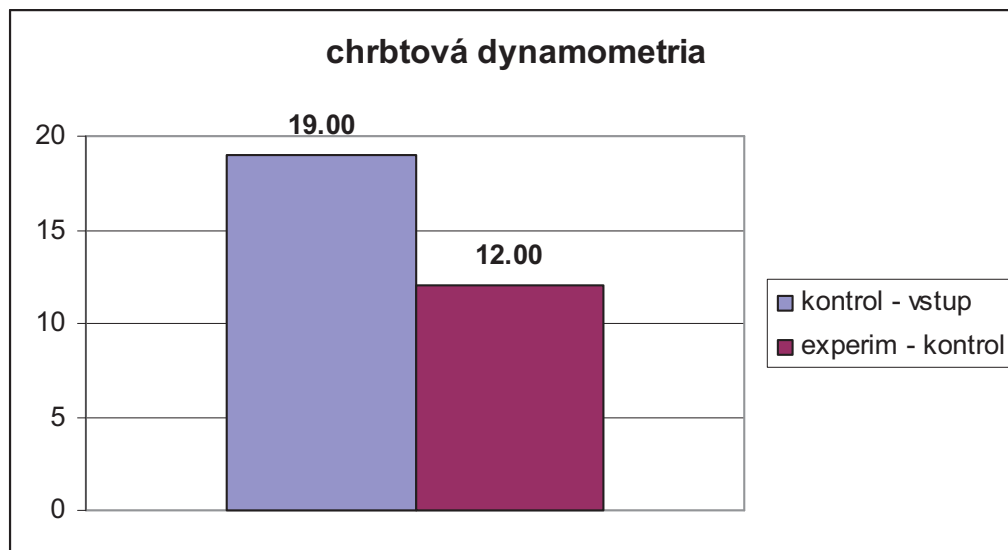
Obr.1 Diferencie prírastkov v teste ručná dynamometria pravá a ľavá ruka (N)



Výsledky komparácie prírastkov pri ručnej dynamometrii pri pravej ruke RD_P nie sú štatisticky signifikantné $P = 0,404$, prírastok sa zvýšil o 4,50 (N) z hodnoty 6,00 (N) pre prírastok kontrol – vstup na hodnotu 10,50 (N) pre prírastok experim – kontrol. Podiel prírastkov na celkový prírastok bol v prvej fáze 36,36% a v druhej fáze 63,64%.

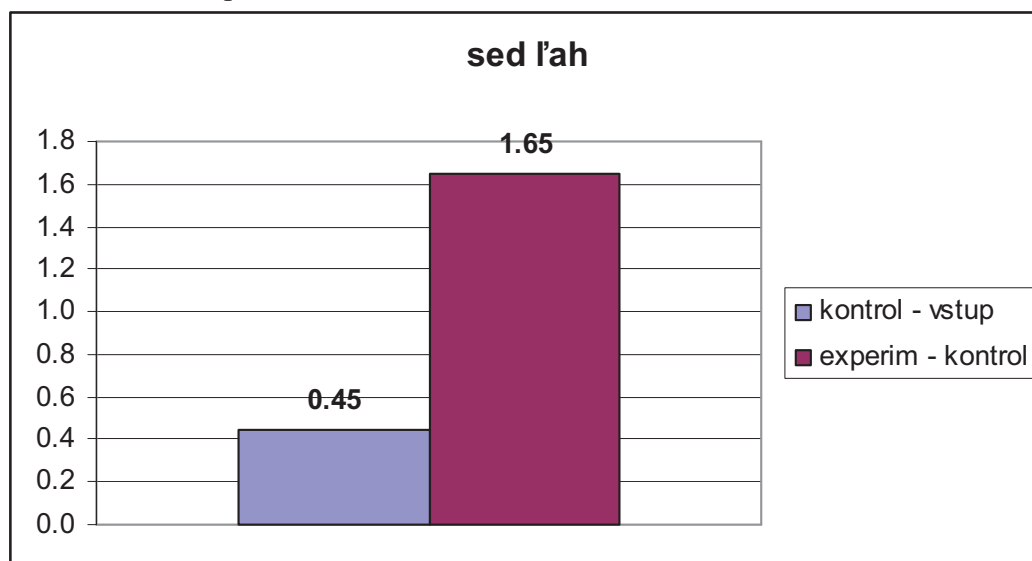
Výsledky komparácie prírastkov boli pri ručnej dynamometrii pri pravej ruke RD_L prírastku kontrol – vstup z hodnoty 5,50 (N) o hodnotu 6,00 (N) na 11,50 (N) pri prírastku experim – kontrol nie je štatisticky signifikantne odlišný, $P = 0,336$. Podiel prírastku na celkový prírastok bol v prvej fáze 32,35% a v druhej fáze 67,65%.

Obr.2 Diferencie prírastkov v teste chrbtová dynamometria (N)



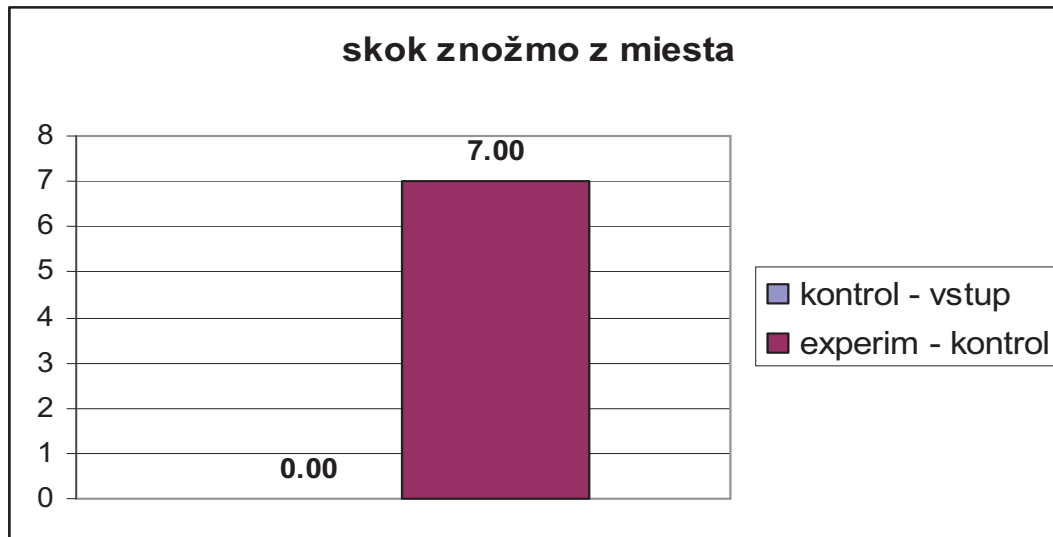
Výsledok prírastku kontrol – vstup pri chrbtovej dynamometrii mal hodnotu 19,00 (N), čo je o 7 (N) menej ako je priemerná hodnota prírastku experim – kontrol 12,00 (N). Skúmaný rozdiel nie je štatisticky signifikantný, $P = 0,667$. Podiel prírastku na celkovom prírastku v prvej fáze bol 61,29% a v druhej 38,71%.

Obr.3 Diferencie prírastkov v teste sed ľah 1 min.



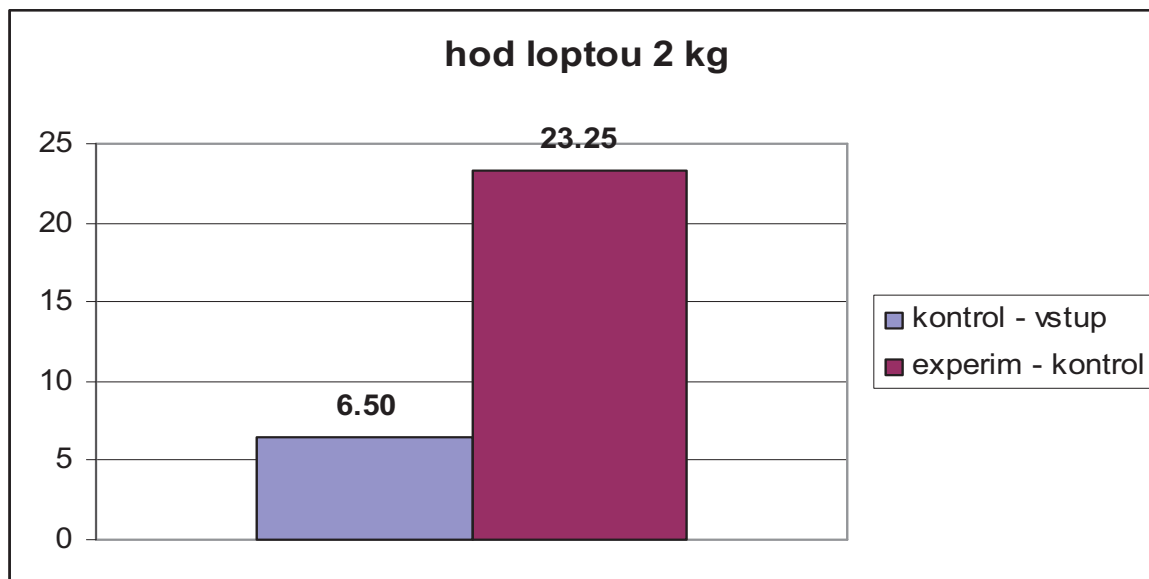
Rozdiely prírastkov pri teste sed, ľah 1 min sú štatisticky signifikantné, $P = 0,004$. Priemerná hodnota prírastku kontrol – vstup bola 0,45 (opakovaní) a prírastku experim – kontrol 1,65 (opakovaní), teda táto hodnota bola o 1,20 (opakovaní) väčšia. Podiel prírastku prvej fázy na celkovom prírastku bol 21,43% a v druhej fáze 78,57%.

Obr.4 Diferencie prírastkov teste skok z miesta znožmo (cm)



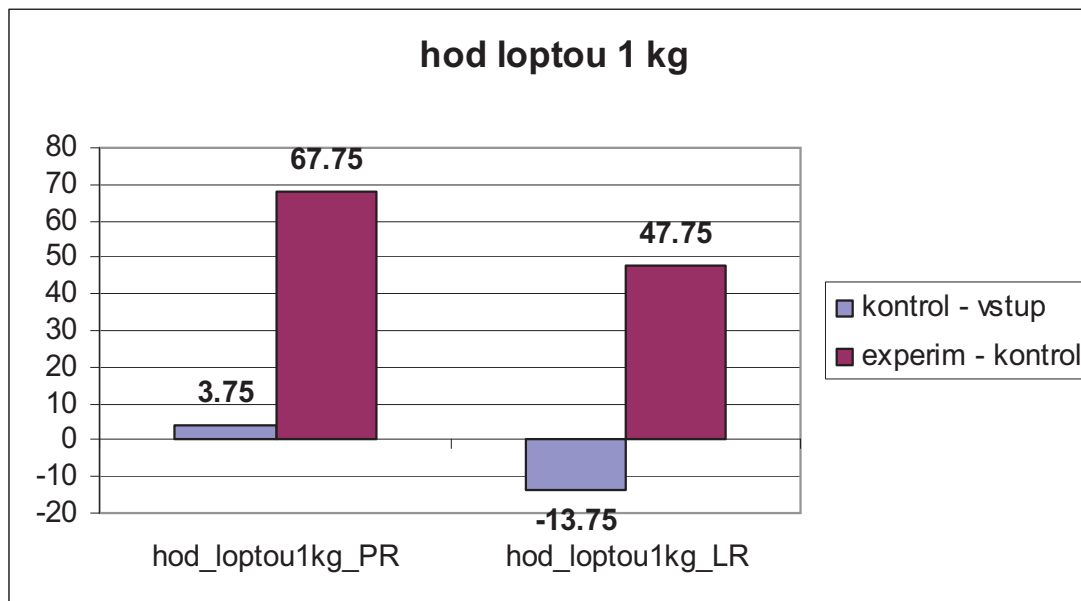
Rozdiely prírastkov pri skoku znožmo z miesta sú štatisticky signifikantne odlišné $P = 0,037$. Hodnota prírastku kontrol – vstup je prakticky nulová, čo spôsobuje, že podiel prírastku na celkovom prírastku je 0,00 (cm). Hodnota prírastku experim – kontrol je 7,00 (cm) a aj diferencia prírastkov má hodnotu 7,00 (cm), čiže podiel prírastu druhej fázy bol 100.00%

Obr.5 Diferencie prírastkov v teste hod loptu 2 kg (cm)



Pri teste hod loptou 2 kg sú rozdiely takmer na hranici štatistickej signifikantnosti $P = 0,102$. Priemerná hodnota prírastku kontrol – vstup bola 6,50 (kg) a pri prírastku experim – kontrol 23,25 (kg), čo je o 16,75 (kg) viac. Podiel prírastku prvej fázy na celkovom prírastku bol 21,85% a druhej fázy 78,18%.

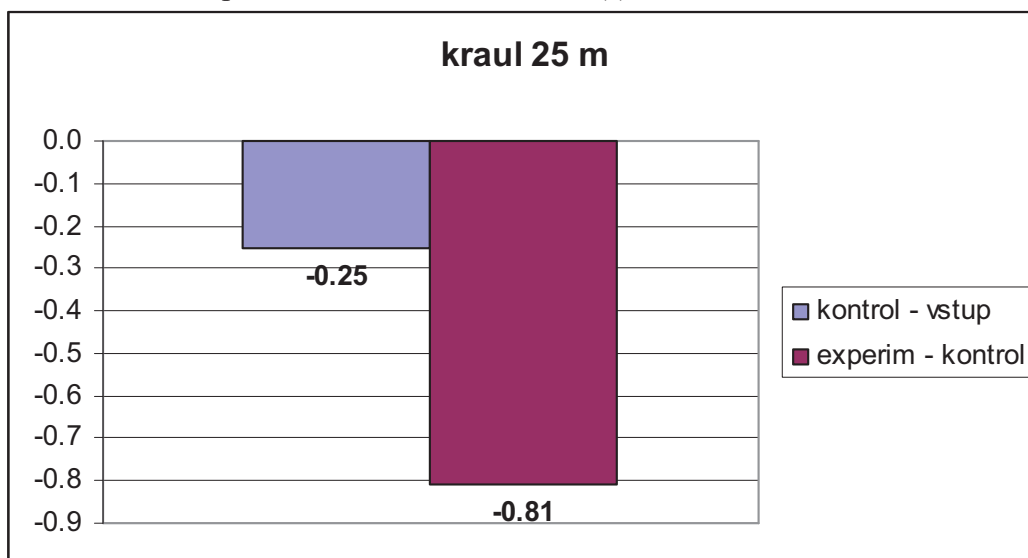
Obr.6 Diferencie prírastkov v teste hod loptou 1 kg pravá a ľavá ruka (cm)



Štatisticky signifikantné výsledky boli zistené aj pri teste hod loptou 1 kg. Pri pravej ruke bola P-hodnota $P = 0,000$ a pri ľavej ruke $P = 0,001$. Prírastok kontrol – vstup bol pri pravej ruke 3,75 (cm) a prírastok experim – kontrol mal hodnotu 67,75 (cm), čo je o 64,00 (cm) viac. Percentuálny podiel prírastku prvej fázy na celkovom prírastku pri hode loptou 1 kg pravou rukou bol 5,24% a v druhej fáze 94,76%.

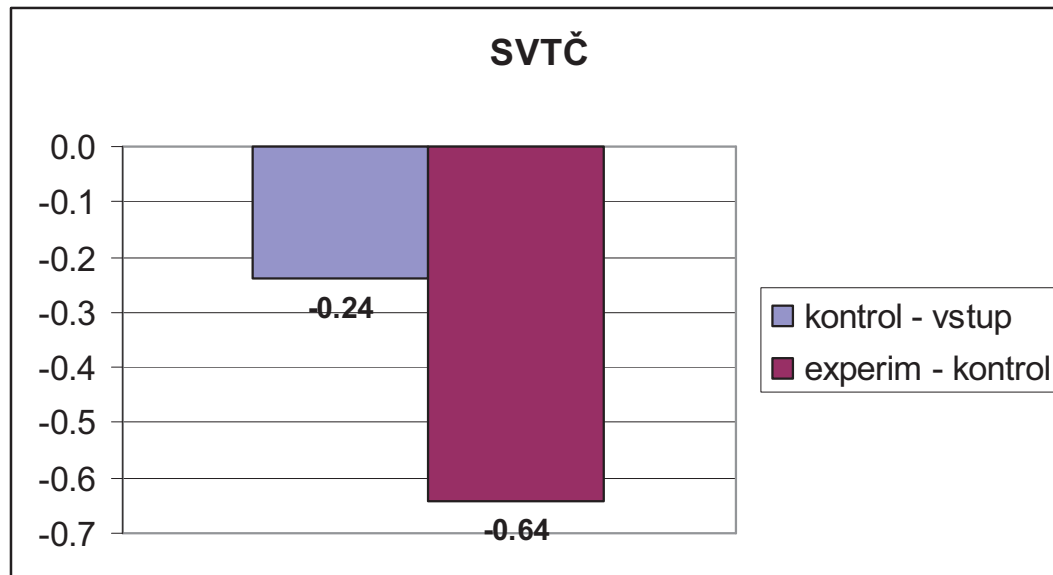
Diferencia prírastkov v teste hod loptou 1 kg ľavá ruka bola po kontrolnom období -13,75 cm. Tento výsledok je z hľadiska tréningu iba vo vode zaujímavý, pretože sme predpokladali jeho vplyvom určité zlepšenie. Po experimentálnom období bola 47,75 cm, čo znamená výrazné zlepšenie v danom teste vplyvom experimentálneho činiteľa (cvičenia na rozvoj silových schopností na suchu). Keďže prírastok pri hode loptou ľavou rukou bol v prvej fáze záporný je problémom stanoviť percentuálne podiely prírastkov prvej a druhej fázy experimentu na celkovo prírastku. Ak by sme „mechanicky“ vyjadrili výsledky, tak percentuálny podiel prvej fázy na celkovom prírastku bol záporný a síce -40,44 %, ale potom, aby sme dosiahli 100% by druhá fáza mala percentuálny podiel 140,44%.

Obr.7 Diferencie prírastkov v teste kraul 25 m (s)



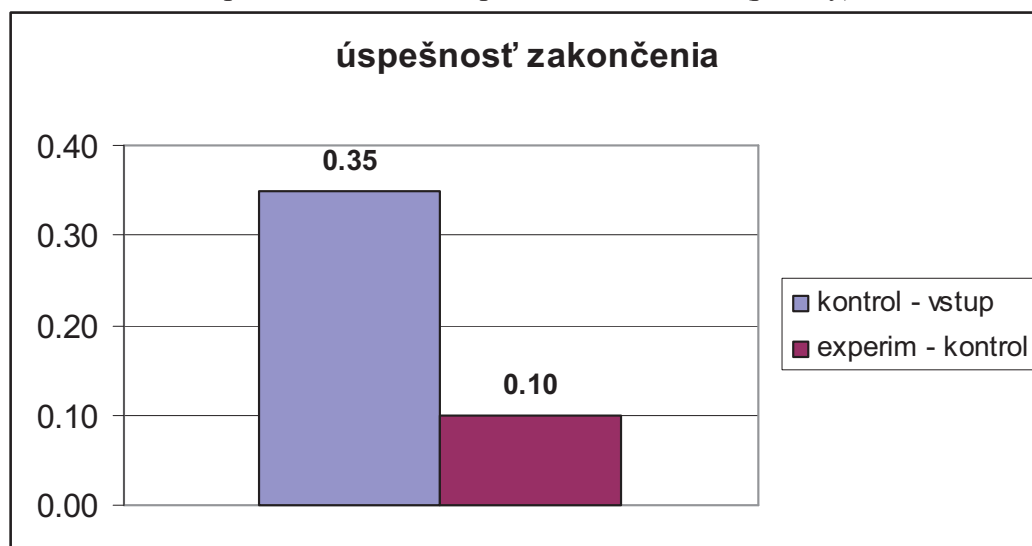
Jedným z testov výkonnosti vo vode bolo plávanie 25 kraul. Testovanie ukázalo štatisticky signifikantný výsledok $P = 0,012$. Priemerná hodnota prírastku kontrol – vstup bola $-0,25$ (s) a pri prírastku experim – kontrol $-0,81$ (s). Diferencia prírastkov je $-0,56$ (s). Podiel prírastku prvej fázy na celkovom prírastku bol $23,86\%$ a druhej fázy $76,14\%$.

Obr.8 Diferencie prírastkov v teste špeciálnej plaveckej rýchlosti (s)



Ďalším testom merania výkonov mladých vodných pólistov bol test SVTČ. Priemerný prírastok kontrol – vstup bol $-0,24$ (s) a pri prírastku experim – kontrol $-0,64$ (s). Výsledky sú takmer na hranici štatistickej signifikantnosti, P-hodnota testu je $P = 0,112$. Podiel prírastku prvej fázy na celkovom prírastku bol $27,17\%$ a druhej fázy $72,83\%$.

Obr.9 Diferencie prírastkov v teste úspešnosť zakončenia (pokusy)



Test úspešnosti zakončenia má špecifikum z hľadiska štatistického vyhodnotenia, pretože dosiahnutý počet bodov pri teste je malý, pri našom experimente maximálne 3 body.

Priemerná hodnota prírastku kontrol – vstup bola $0,35$ (pokusy) a pri prírastku experim – kontrol $0,10$ (pokusy). P-hodnota neparametrického Wilcoxonovho testu $P = 0,307$, čo značí

štatisticky nesignifikantný výsledok. Diferencia prírastkov bola -0,25 (pokusy). Podiel prírastku prvej fázy na celkovom prírastku bol 77,78% a druhej fázy 22,22%.

Na doplnenie analýzy uvádzame aj kontingencčnú tabuľku prírastkuov testu úspešnosti zakončenia v tabuľke 3.. Tu sme aplikovali Fisherov exaktný test, ktorého P-hodnota $P = 0,137$, taktiež signalizuje štatisticky nesignifikantný výsledok.

Tab.3 Kontingenčná tabuľka prírastkov testu úspešnosti zakončenia

			uspesnot_zakoncenia_E_K			Total
			-1	0	1	-1
uspesnot_zakoncenia_K_V, E_K	-1	Count	0	0	1	1
		% within uspesnot_zakoncenia_K_V	.0%	.0%	100.0%	100.0%
		% within uspesnot_zakoncenia_E_K	.0%	.0%	33.3%	5.0%
	0	Count	1	8	2	11
		% within uspesnot_zakoncenia_K_V	9.1%	72.7%	18.2%	100.0%
		% within uspesnot_zakoncenia_E_K	100.0%	50.0%	66.7%	55.0%
	1	Count	0	8	0	8
		% within uspesnot_zakoncenia_K_V	.0%	100.0%	.0%	100.0%
		% within uspesnot_zakoncenia_E_K	.0%	50.0%	.0%	40.0%
	Total	Count	1	16	3	20
		% within uspesnot_zakoncenia_K_V	5.0%	80.0%	15.0%	100.0%
		% within uspesnot_zakoncenia_E_K	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

Vysvetlivky:

K_V.....kontrol - vstup

E_K.....experim – kontrol

3. DISKUSIA

Kondičný program zameraný na rozvoj silových schopností na suchu sa významne pozitívne prejavil vo všetkých meraných ukazovateľoch silových schopností vodných pólistov, čo sa nám na základe našich nameraných hodnôt úrovne silových schopností na suchu potvrdilo. Náš výskum potvrdil správnosť tvrdení, ktoré prezentovali vo svojich prácach (Havlíček, 1993; Štulrajter, Zrubák, Jánošdeák, 1998; Kampmiller, 2000; Maglischo, 2003; Berlanský 2013; Macejková, 2005; Strešková, 2008; Hamar, Kampmiller, 2009; Putala, Macejková, Matúš 2010; Holas, 2010; Berlanský, Psalman, Ružičková, 2011; Luha, Berlanský 2012, 2013). Sme presvedčení o tvrdení (Ramsay et al., 1990), že na rozdiel od výskumov, ktoré boli založené na zisťovaní zvýšenia sily len podľa obvodových telesných mier, došlo k zlepšeniu svalovej sily v dôsledku zmien prostredníctvom neuroregulačných mechanizmov. Potvrdili sa výskumné štúdie o náraste sily u športovcov. Nielen u vzpieračov, ale aj u iných športovcov sa zvyšuje výbušnosť dolných končatín v závislosti od silových cvičení v predpubertálnom až pred adolescentnom období (Feigenbaum, Wescott, 2000, 2005). Feigenbaum (2007) uskutočnil výskumné sledovanie chlapcov vo veku 6 – 12 rokov, s ktorými vykonávali cvičenia (dvíhanie závažia s maximálnym úsilím), sila sa adekvátne zvýšila a pritom nezaznamenal žiadne zranenie.. Vplyvom cvičení na rozvoj silových schopností na suchu sa adekvátne zlepšila ich úroveň, nezaznamenali sme žiadne zranenie. Kondičný program zameraný na rozvoj silových schopností na suchu sa významne zlepšila plavecká rýchlosť vodných pólistov, špeciálna plavecká rýchlosť vodných pólistov, má pozitívny vplyv na úspešnosť zakončenia. Podľa Maglischa (2003) niektoré štúdie uvádzajú, že najväčšie priemerné zlepšenie šprintárskej rýchlosti nastane v priebehu desaťtýždňového obdobia, ale keď sa tréning predĺži na jeden rok, k takému výraznému zlepšeniu nedošlo.

Počas nášho experimentu počas kontrolného obdobia v trvaní osem týždňov probandi rozvíjali rýchlostné schopnosti len tréningom vo vode. Počas experimentálneho obdobia sme aplikovali okrem tréningu vo vode aj cvičenia na rozvoj silových schopností na suchu, pričom nastalo opätovné výrazné zlepšenie plaveckej rýchlosti. Domnievame sa, že tréning rozvoja silových schopností na suchu u probandov pôsobil na obmedzenú vybranú skupinu svalov, ktoré by mohli obmedzovať plavecký výkon. Určitá svalová skupina nemá silu na to, aby sa plne podieľala na úsilí záberu, čo môže spôsobiť nesprávny mechanizmus záberu. V tomto prípade môže tréning zameraný na slabú svalovú skupinu zvýšiť jej silu a umožniť jej, aby sa lepšie zapojila pri plávaní vo vode. Týmto sa odstráni slabý článok a zlepši sa mechanika záberu vodného pólistu. Taktiež sa nám potvrdilo dávkovanie cvikov proti odporu vlastnou hmotnosťou proti pôsobeniu zemskej príťažlivosti po 15 v danej sérii. Odpočinok medzi sériami sme stanovili na 30 sekúnd. Maglischo (2003) uvádza dĺžku odpočinku medzi sériami 2 až 5 minút. S určitosťou došlo u probandov k zlepšeniu v energetických systémov, ale z výsledkov nášho výskumu nevieme povedať, do akej miery. Podľa Kampmiller (2000) mladý organizmus nemá ešte vyzreté pufračné (nárazníkové) systémy a veľké množstvo laktátových prostriedkov vedie k destabilizácii a pretrénovanosti organizmu. Myslíme si, že pufračné systémy probandov sme nenabúrali obsahom, intenzitou a ani dávkovaním zaťaženia probandov na suchu a vo vode.

Tieto všetky faktory majú za následok zlepšenie plaveckého, technického, herného výkonu hráča, čo pozitívne vplýva na celkový výkon družstva.

4. ZÁVERY

Objektom sledovania v našej práci boli 10 – 13-roční hráči vodného póla, hrajúci najvyššiu súťaž v danej kategórii na Slovensku. Podarilo sa nám potvrdiť poznatky, že aplikovaním silových cvičení na rozvoj silových schopností na suchu a ich zlepšovaním sa pozitívne rozvíja plavecká rýchlosť, špeciálna plavecká rýchlosť a pozitívne vplývajú na úspešnosť zakončenia. Preukázali sme opodstatnenosť zakomponovania cvičení na rozvoj silových schopností v tréningu vodných pólistov.

Nakoľko v športových hrách športový výkon nie je priamo merateľný, problémom zostáva samotné hodnotenie účinnosti tréningového zaťaženia vzhľadom na hodnotenie športovej výkonnosti vo vodnom póle. V práci sme sa zamerali na faktory, ktoré priamo ovplyvňujú herné činnosti jednotlivca, skvalitňujú celkový výkon družstva, zrýchľujú a spresňujú samotnú hru, hra sa stáva efektívnejšou, hráči sú odolnejší v osobných súbojoch. Vyhodnocovali sme komparácie prírastkov v silových schopnostiach na suchu, v plaveckej rýchlosti, špeciálnej plaveckej rýchlosti a úspešnosti zakončenia mladých vodných pólistov. Hráči a družstvo ich zlepšením získava predpoklady lepšie celkový výkon a tým aj možnosť pozitívne ovplyvniť výsledok samotného stretnutia. Na základe poznatkov štúdia vedeckej a odbornej literatúry, štúdia výsledkov vedeckých prác zo športového tréningu sme aplikovali moderné metódy športovej prípravy vo vodnom póle a moderné metódy diagnostiky nami sledovaných faktorov. Je zrejmé, že je to len jedna z ďalších možných ciest vývoja v tréningu vodného póla. Je potrebné ďalej rozvíjať problematiku skvalitňovania športovej prípravy vo vodnom póle. Použité motorické testy, test plaveckej rýchlosti, špeciálne vodnopólové testovacie cvičenie sa ukázali ako vhodný prostriedok na hodnotenie všeobecnej a špeciálnej motorickej výkonnosti vo vodnom póle.

Našou prácou sme prispeli k zefektívneniu tréningového procesu. Problematika a komplexné riešenie problematiky športovej prípravy vo vodnom póle je nesmierne zložitá úloha, čo si v plej miere uvedomujeme. V našom výskume sa potvrdilo, čím sa hlbšie vniká do konkrétnych problémov tréningového procesu, tým viac sa preukazuje, ako spolu súvisia.

5. LITERATÚRA

1. BERLANSKÝ, P. 2002. Vplyv strečingu na kĺbovú pohyblivosť a dynamickú silu u mladých vodných pólistov. Rigorózna práca, Bratislava, FTVŠ UK, 2002, 108 s.
2. BERLANSKÝ, P. 2013. Zmeny plaveckej rýchlosti vodných pólistov vplyvom kondičného programu na rozvoj silových schopností. Dizertačná práca. FTVŠ UK, 2013.
3. BERLANSKÝ P., LUHA J. 2012. Štatistická analýza dvoch tréningových postupov vodných pólistov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2012. Bratislava : SŠDS, 2012. ISSN 1336-7420.
4. BERLANSKÝ P., LUHA J., STREŠKOVÁ E. 2013. Analýza vplyvu kondičného programu na rozvoj silových schopností a plaveckej rýchlosti vodných pólistov FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2013. Bratislava : SŠDS, 2013. ISSN 1336-7420.
5. BERLANSKÝ P., PSALMAN V., RUŽIČKOVÁ D. 2011. Vzťah športového výkonu v plávaní a optimálnej úrovne kĺbovej pohyblivosti v spojení so silovým rozvojom 15 až 18 ročných plavcov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 4/2011. Bratislava : SŠDS, 2011. ISSN 1336-7420.
6. FAIGENBAUM, A. D., WESCOTT, W. L. 2000. *Strenght and power for young ahtletes. Champaign.* Human Kinetics, 2000.
7. FAIGENBAUM, A. D., WESCOTT, W. L. 2005. *Young strenght training. Heatly learning.* 2005, 99 p.
8. FAIGENBAUM, A. D. 2007. *Youth Resistance Training.* NSCA Hot Topic Series, 2007.
9. HAVLÍČEK, I. 1993. Zborník vedeckého seminára Spoločnosti pre telesnú výchovu a šport „Nové prístupy k skúmaniu v škol. teles. výchove a športe“. Bratislava : Spoločnosť pre telovýchovu a šport vo vydavateľstve MLADEX spol. s.r.o., 1993, s. 61-69. ISBN 80-85450-16-1.
10. HAMAR, D., KAMPMILLER, T. 2009. Mýty a fakty o silovom tréningu detí a adolescentov. In : Tv a Š, č. 2, 2009, s. 2-6.
11. HOLAS, D. 2010. Sledovanie vybraných kondičných schopností vo vodnom póle. In : Štúdium motoriky človeka vo vodnom prostredí. Vedecký zborník výsledkov výskumu grantovej úlohy VEGA č. 1/0647/08/13. Bratislava : Peter Mačura – PEEM, 2010, s. 166 – 175. ISBN 978-808113-039-7.
12. CHAJDIK J. 2009. Štatistika v Exceli 2007. Bratislava : STATIS, 2009. ISBN 978-80-85659-49-8.
13. KANJI G. K. 2006. 100 Statistical Tests. 3rd Eddition. SAGE 2006.
14. KUBANOVÁ, J. 2008. *Statistické metódy pro ekonomickou a technickou praxi.* Bratislava : Statis, Vydání třetí – doplněné, 2008. ISBN 978- 80-85659-47-4.
15. LINDA, B. 2010. *Pravděpodobnost.* Pardubice : Monografie. Univerzita Pardubice, 2010. ISBN 978-80-7395-303-4
16. LUHA J. 1985. Testovanie štatistických hypotéz pri analýze súborov charakterizovaných kvalitatívnymi znakmi. Bratislava : Odbor Výskumu programov ČST a divákov v SR, 1985.
17. LUHA J. 2003. Matematickoštatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej práci 2003. Bratislava : SŠDS, 2003.
18. ISBN 80-88946-32-8.
19. LUHA J. 2005. Viacrozmerné štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov. *EKOMSTAT 2005*, Štatistické metódy v praxi. Trenčianske Teplice : SŠDS, 2005.
20. LUHA J. 2010. Základné oblasti a úlohy medicínskej štatistiky. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. Bratislava : SŠDS, 2010. ISSN 1336-7420.
21. LUHA J. 2010. Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. Bratislava : SŠDS, 2010. ISSN 1336-7420.

22. LUHA J., BERLANSKÝ P. 2012. Lateralita pri dvoch tréningových postupov vodných pólistov. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 5/2012. SŠDS Bratislava 2012. ISSN 1336-7420.
23. LUHA J., BERLANSKÝ P. 2013. Vplyv cvičení na rozvoj silových schopností, pohyblivosti a výkonu vodných pólistov. PHYSIOTHERAPIA SLOVACA 1/2013. Trnava : UCM, 2013. ISSN 1338-1601
24. MACEJKOVÁ, Y. et al. 2005. Didaktika plávania. Bratislava : ICM Agency, 2005, s. 8, 15, 16, 149. ISBN 80-969268-3-7
25. PUTALA, M., MACEJKOVÁ, Y., MATÚŠ, I. 2010. Objectification of strenght parameters monitoring in breastroke style, Bratislava : Faculty of physical education and sport, Departmnt of Outdoor Sports & Swimming. 2010.
26. RAMSAY, J., BLIMKIE, C., SMITH, K. ET AL. 1990. *Strenght effects in preapubescent boys*. Med. Sci. Sports Exerc., 22, 1990, 5: 206-614
27. RIFFENBURG R. H. 2005. Statistics in Medicine, Second Edition. Academic Press. 2005.
28. STEHLÍKOVÁ B., TIRPÁKOVÁ A., POMĚNKOVÁ J., MARKECHOVÁ D. 2009. Metodologie výzkumu a statistická inference. FOLIA UNIVERSITATIS AGRICULTURAE ET SILVICULRURAE MENDELIANAE BRUNENSIS. Brno : Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, 2009. ISBN 978-80-7375-362-7.
29. STREŠKOVÁ, E. 2008. Rozvoj pohyblivosti pre úpolové športy. Zborník vedeckých a odborných metodických príspevkov pri príležitosti vedeckej konferencie konanej dňa 21.05.2008. Bratislava : Peter Mačura PEEM, 2008, s. 44-48. ISBN 978-80-89197-92-7.
30. ŠTULRAJTER, V., ZRUBÁK, A., JÁNOŠDEÁK, J. 1998. Strečing v tréningu futbalistu. Bratislava : FTVŠ UK a SVSTVŠ, 1998. ISBN 80-88901-22-7.

Adresy autorov:

Peter Berlanský, PaedDr.
HALW Piešťany a IFBLR Piešťany
berlansky.peter@post.sk,
peterberlansky111@gmail.com
adresa: Winterova 40, 921 01, Piešťany

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

Korekcia Sharpeovho pomeru o autokoreláciu prvého rádu a o vyššie momenty

Adjustment of the Sharpe ratio for first-order autocorrelation and for higher moments

Martin Bod'a, Mária Kanderová

Abstract: In evaluating the performance of investments on financial markets, the Sharpe ratio is commonly utilized. Its computation (or rather estimation) is based upon daily, weekly or monthly data, and the computed quantity is then conventionally annualized under the square-root-of-time rule. This procedure of estimation and annualization requires returns to be independent and identically distributed, which is but scarcely satisfied. The final value of the Sharpe ratio is burdened with some error and some believe that in some cases it is of such an extent that it may lead to erroneous performance evaluation. The paper communicates these fears and highlights two approaches that have been proposed to remedy the failed assumption of independence and identical distribution of returns (correcting for first-order autocorrelation and correcting for higher moments).

Key words: the Sharpe ratio, first-order autocorrelation, skewness, kurtosis.

Abstrakt: Na hodnotenie výkonnosti investícií na finančných trhoch sa obvykle používa Sharpeov pomer. Jeho výpočet (presnejšie odhadovanie) sa zakladá na denných, týždenných alebo mesačných dátach a výsledná hodnota je spravidla anualizovaná za predpokladu škálovacieho pravidla druhej odmocniny podľa času. Táto odhadovacia a anualizačná procedúra si vyžaduje nezávislosť a rovnaké rozdelenie výnosov, čo je zriedkakedy splnené. Výsledná hodnota Sharpeovho pomeru je zaťažená určitou chybou a podľa niektorých názorov môže rezultovať v nesprávne zhodnotenie výkonnosti. Príspevok približuje túto problematiku a poukazuje na dva prístupy, ktoré boli navrhnuté na korekciu nesplneného predpokladu nezávislosti a rovnakého rozdelenia výnosov (korigujúc Sharpeov pomer o autokoreláciu prvého rádu a korigujúc ho o vyššie momenty).

Kľúčové slová: Sharpeov pomer, autokorelácia prvého rádu, šikmosť, špicatosť.

JEL classification: G11.

Úvod

Nech je ročný výnos rizikovej investície X na finančnom trhu (nede degenerovanou) náhodnou premennou so strednou hodnotou μ a smerodajnou odchýlkou σ a nech ročná bezriziková úroková miera je r_f . Pre hodnotenie jej výkonnosti sa používa veličina

$$\lambda = (\mu - r_f)/\sigma. \quad (1)$$

Táto veličina sa v teórii finančnej matematiky nazýva trhovú cenu rizika a v oblasti investičného manažmentu Sharpeovým pomerom. V príspevku sa bude operovať s touto veličinou v kontexte hodnotenia výkonnosti investície X na finančnom trhu a bude sa pre ňu používať označenie Sharpeov pomer. Pre jej interpretáciu stačí jednoduchá úvaha. Keby si investor zvolil bezrizikovú investíciu, získal by ročné zhodnotenie vo výške bezrizikovej úrokovej sadzby r_f . Ak však investuje do uvažovanej rizikovej investície X pri riziku meranom smerodajnou odchýlkou σ ročne, stredná hodnota jeho ročného zhodnotenia bude μ . Aby táto riziková investícia bola dostatočne motivačná, musí nevyhnutne platiť: $\mu > r_f$. Voľbou rizikovej investície investor takto získa očakávané ročné zhodnotenie $\mu - r_f$ nad zhodnotenie bezrizikovej investície, ale tento rozdiel ešte nevyjadruje výšku rizika, ktoré

investíciou na seba preberá. Je rozumné pri celkovom hodnotení výkonnosti a vzájomnom porovnávaní viacerých investícií vztiahnuť prebytočné zhodnotenie investície nad bezrizikovú úrokovú mieru k podstupovanému riziku, čím vzniká Sharpeov pomer λ vo vzťahu (1). Sharpeov pomer udáva prebytočné zhodnotenie investície nad bezrizikovú úrokovú mieru pripadajúcu na jednotku riziku meraného smerodajnou odchýlkou. Ide o bezrozmernú veličinu, ktorú investor chce maximalizovať. Záporné hodnoty Sharpeovho pomeru navyše znamenajú, že investícia je pre investora neakceptovateľná, nakoľko akceptáciou rizika investor v (pravdepodobnostnom) priemere stráca a jeho investícia má záporné zhodnotenie nad bezrizikovú úrokovú mieru.

Táto teoretická veličina sa v praxi *odhaduje* z historických výnosov sledovanej investície (čím sa konštruuje ex post odhad Sharpeovho pomeru) a je pritom potrebné prihliadnuť na skutočnosť, že bezriziková úroková miera nie je konštantná (ale je rovnako stochastická ako aj výnos samotnej investície). Ďalším problémom je, že Sharpeov pomer sa zvykne denominovať v p.a., ale pre odhadovanie sú rozumne k dispozícii historické výnosy nižšej frekvencie ako ročnej, obvykle denné, týždenné a maximálne ročné historické výnosy, v dôsledku čoho je nutné spočítanú hodnotu anualizovať (konvertovať na p.a.).

Predpokladajme, že k dispozícii na odhadovanie Sharpeovho pomeru nejakej investície je T historických výnosov $X_{(1)}, \dots, X_{(T)}$ s frekvenciou ich výskytu d -krát do roka (napr. v prípade denných výnosov je $d \approx 250$ alebo mesačných výnosov $d = 12$). Nech týmto výnosom zodpovedajú pozorovania bezrizikovej úrokovej miery $r_{f(1)}, \dots, r_{f(T)}$ zodpovedajúce d konverziám ročne. Tejto situácii zodpovedajú prebytkové historické výnosy $Y_{(1)}, \dots, Y_{(T)}$ nad bezrizikovú úrokovú sadzbu určené vzťahom $Y_{(t)} = X_{(t)} - r_{f(t)}$ pre $t \in \{1, \dots, T\}$. Nech $\bar{Y}$ je (výberový) priemer a s_Y je (výberová) smerodajná odchýlka prebytkových historických výnosov $Y_{(1)}, \dots, Y_{(T)}$, potom ročné očakávané zhodnotenie investície nad bezrizikovú úrokovú sadzbu možno odhadovať vzťahom $\bar{Y} \times d$. Dá sa ľahko uvážiť, že ak sú prebytkové výnosy nad bezrizikovú úrokovú mieru nezávislé a rovnako rozdelené (teda majú vlastnosť náhodného výberu), nevychýleným estimátorom ročnej smerodajnej odchýlky je veličina $s_Y \times \sqrt{d}$. Toto škálovacie pravidlo sa nazýva pravidlo druhej odmocniny podľa času (square-root-of-time rule). Pomerom týmto dvoch veličín sa získava estimátor anualizovaného Sharpeovho pomeru

$$\hat{\lambda} = (\bar{Y} \times d) / (s_Y \times \sqrt{d}) = \bar{Y} / s_Y \times (d / \sqrt{d}). \quad (2)$$

Faktor $h(d) = d / \sqrt{d}$ plní funkciu anualizačného faktora, ktorým sa konvertuje Sharpeov pomer pri d konverziách ročne na ročný Sharpeov pomer.

V prípade, že výnosy nie sú nezávislé a identicky rozdelené, je konverzný faktor $h(d)$ nenáležitý a finálny odhad ročného Sharpeovho pomeru nepresný. Na riešenie tejto situácie bola navrhnutá korekcia konverzného faktora o autokoreláciu prvého rádu. Ďalšou možnosťou je predpokladať exponenciálnu užitočnosť investora a za použitia Taylorovho rozvoja zohľadniť šikmost' a špicatosť prebytkových výnosov investície nad bezrizikovú úrokovú mieru, resp. korigovať odhad ročného Sharpeovho pomeru o vyššie momenty prebytkových výnosov. Obom prístupom sa v príspevku venuje pozornosť a ich použitie je demonštrované na desiatich rizikových aktívach zastúpených v indexe Standard & Poor's 500 Index a na ich portfóliu skonštruovanom na základe markowitzovských princípov.

1. Korekcia o autokoreláciu prvého rádu

Predpokladajme, že prebytkové výnosy $Y_{(1)}, \dots, Y_{(T)}$ sa pre ľubovoľné t riadia (štandardným a) stacionárnym AR(1) procesom

$$Y_{(t)} = a + \rho Y_{(t-1)} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

kde $|a| < \infty$, $\rho \in (-1, 1)$ a $\{\varepsilon_t\}_t$ je biely šum $wn(0, \varphi)$ s nezávislými realizáciami. Koeficient ρ v tomto prípade koinciduje s autokorelačným koeficientom prvého rádu. Dá sa ukázať (Lo, 2002, s. 40-41, a Alexanderová, 2008, s. 259), že v takomto prípade je vo vzťahu (2) potrebné použiť miesto konvenčného škálovacieho faktora $h(d) = d/\sqrt{d}$ škálovací faktor

$$h_p(d) = h(d) \times \left[1 + \frac{2\rho}{(1-\rho)} \left(1 - \frac{1-\rho^d}{d(1-\rho)} \right) \right]^{-1/2} \quad (3)$$

a použiť estimátor Sharpeovho pomeru

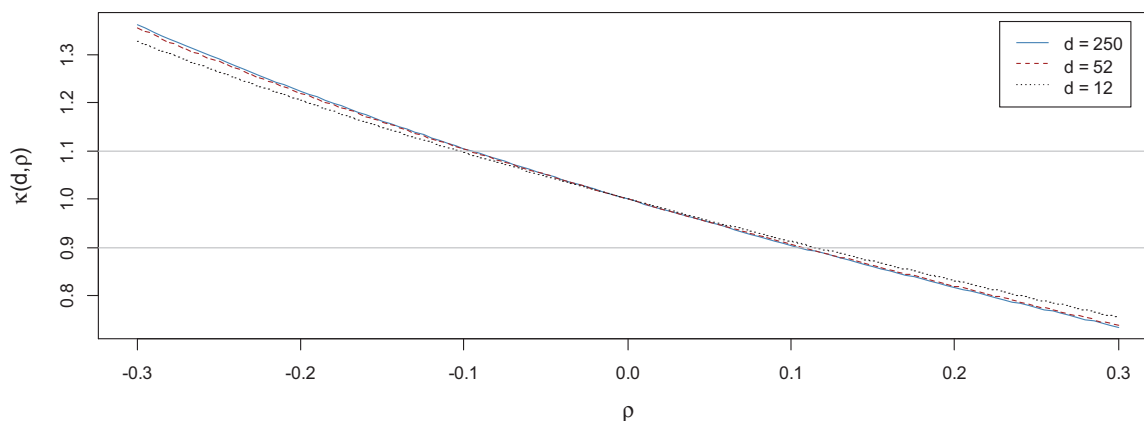
$$\hat{\lambda}_p = \bar{Y}/s_Y \times h_p(d). \quad (4)$$

Je zrejmé, že ak $\rho = 0$, platí $h_p(d) = h_0(d) = h(d)$ a $\hat{\lambda}_p = \hat{\lambda}_0 = \hat{\lambda}$. Označme člen v zátvorke plniaci úlohu korekčného koeficientu symbolom $\kappa(d, \rho)$, resp. položíme

$$\kappa(d, \rho) \equiv \left[1 + \frac{2\rho}{(1-\rho)} \left(1 - \frac{1-\rho^d}{d(1-\rho)} \right) \right]^{-1/2}. \quad (5)$$

Pre štandardné voľby $d \in \{12, 52, 250\}$ znázorňuje hodnoty korekčného koeficientu $\kappa(d, \rho)$ v závislosti od ρ nasledujúci obrázok. Interval hodnôt pre autokorelačný koeficient prvého rádu ρ je z názorných dôvodov obmedzený na interval $(-0.30, 0.30)$. (Staršie) empirické štúdie (pozri sumár u Taylora, 1986, s. 49-52) nasvedčujú tomu, že tento interval by mal byť postačujúci pre vystihnúť typických (aj atypických) trhových situácií. Je zjavné, že agregáčny koeficient d nemá z praktického hľadiska významný vplyv na korekčný člen a významnejšieho vplyvu je práve autokorelačný koeficient ρ . Dvoma horizontálnymi sivými čiarami je vyznačená na obrázku najtypickejšia situácia, keď autokorelačný koeficient $\rho \in (-0.1, 0.1)$. Korekčný koeficient teda bez ohľadu na štandardnú voľbu d nadobúda hodnoty z intervalu $\kappa \in (0.9, 1.1)$, v dôsledku čoho o autokoreláciu korigovaný odhad Sharpeovho pomeru získaný pomocou (3) sa veľmi podstatne odlišuje od nekorigovaného odhadu Sharpeovho pomeru plynúceho z (2). Inými slovami, v typických situáciách ani výskyt (izolovanej!) autokorelácie prvého rádu v prebytkových výnosoch nad bezrizikovú úrokovú mieru veľmi neobmedzuje použiteľnosti klasického estimátora Sharpeovho pomeru $\hat{\lambda}$ a „neskresľuje“ veľmi jeho odhady.

Hodnoty korekčného koeficientu v závislosti od ρ pre ovýklé voľby d



Obr. 1: Funkčný priebeh $\kappa(d, \rho)$ (zdroj: vlastné spracovanie)

2. Korekcia o vyššie momenty

V prípadoch, že investor sa riadi exponenciálnou funkciou užitočnosti (čo je zvyčajné východisko pri teoretických úvahách a praktických aplikáciách), možno spresniť odhad Sharpeovho pomeru za pomoci odhadu koeficientu šikmosti a špicatosti prebytkových výnosov $Y_{(1)}, \dots, Y_{(T)}$ nad bezrizikovú úrokovú mieru. Nech S_Y a K_Y sú postupne (momentové, alternatívne nevychýlené) estimátory koeficientu šikmosti a koeficientu špicatosti definované nad $Y_{(1)}, \dots, Y_{(T)}$. Pézier (2008) za použitia Taylorovho rozvoja odvodil aproximáciu pre odhadovanie Sharpeovho pomeru a navrhol použiť estimátor

$$\hat{\lambda}_p^{SK} = \hat{\lambda}_p + \frac{S_Y}{6} (\hat{\lambda}_p)^2 + \frac{K_Y}{24} (\hat{\lambda}_p)^3. \quad (6)$$

Zo vzťahu vyplýva, že pozitívna symetria prebytkových výnosov a ich leptokurtickosť korigujú kladný odhad Sharpeovho pomeru smerom nahor. Všimnime si, že tento vzťah možno použiť aj v situácii, keď $\rho = 0$, a následne možno voliť pri odhadovaní Sharpeovho pomeru nasledovné prípady:

- žiadna korekcia (použije sa $\hat{\lambda} = \hat{\lambda}_0$),
- korekcia iba o autokoreláciu prvého rádu (použije sa $\hat{\lambda}_p$ pre $\rho \neq 0$),
- korekcia iba o vyššie momenty (použije sa $\hat{\lambda}_0^{SK}$),
- korekcia aj o autokoreláciu prvého rádu aj o vyššie momenty (použije sa $\hat{\lambda}_p^{SK}$ pre $\rho \neq 0$).

Ak odhliadneme od možnosti $\rho \neq 0$ (a teda kladieme $\rho = 0$), vzťah (6) je funkciou troch parametrov: $\hat{\lambda} = \hat{\lambda}_0$, S_Y a K_Y . Je tiež možné pomocou vhodných rezov vyhodnotiť vplyv S_Y a K_Y na mieru korekcie a finálny výsledok. Napriek tomu, že táto méta predstavuje zaujímavú výzvu, presahuje už cieľ príspevku, a preto sa od tohto hodnotenia upúšťa.

3. Empirická štúdia

V empirickej štúdii sa použilo 10 akcií reprezentovaných v indexe Standard & Poor's 500 Index zvolených náhodne tak, aby každá akcia pochádzala z iného sektoru priemyselnej klasifikácie GICS (Global Industry Classification Standards). Vzorka týchto 10 akcií je zobrazená v tabuľke 1 aj s ich kódovým označením, ktoré bude ďalej používané. Index Standard & Poor's 500 bude skracovaný na S&P500.

Tab. 1: Akcie zúčastnivé sa empirickej štúdie (zdroj: vlastné spracovanie)

Sektor GICS	tovaru dlhodobej spotreby	tovaru krátkodobej spotreby	energetický	finančný	zdravotnej starostlivosti
Akcia (& kód)	Urban Outfitters, Inc. (URBN)	Molson Coors Brewing Co. (TAP)	Halliburton Co. (HAL)	Bank of America Corp. (BAC)	Celgene Corp (CELG)
Sektor GICS	priemyselný	informačných technológií	základných materiálov	telekomunikačných služieb	verejných služieb
Akcia (& kód)	Priceline.com Inc. (PCLN)	Electronic Arts, Inc. (EA)	Ball Corp. (BLL)	Windstream Corp. (WIN)	Wisconsin Energy Corp. (WEC)

Ďalej bolo zvolené obdobie od 01-01-2012 do 20-08-2013 pozostávajúce z in-sample obdobia od 01-01-2012 do 31-12-2012 a z out-of-sample obdobia od 01-01-2013 do 20-08-2012. Počas in-sample obdobia sa zaznamenalo 249 efektívnych logaritmických výnosov na obchodnodennej báze a out-of-sample obdobie zahrňovalo 160 efektívnych logaritmických obchodnodenných výnosov. Výnosy z in-sample obdobia boli použité pre odhadnutie parametrov markowitzovskej optimalizácie (stredná hodnota výnosov uvažovaných 10 akcií a ich kovariančná matica) klasickým nerobustným a nevychýleným spôsobom. Na základe týchto odhadov bolo skonštruované markowitzovsky efektívne

portfólio tak, aby jeho očakávané zhodnotenie bolo na úrovni 3-násobku historického zhodnotenia indexu S&P500 v in-sample období, a teda $0.0019 = 0.19\%$ denne. Pri jeho konštrukcii sa vylúčili krátke predaje. Výsledné portfólio má riziko merané smerodajnou odchýlkou $0.0153 = 1.53\%$ denne a pozostáva iba z troch akcií URBN, BAC, BLL. Váhy portfólia sú uvedené v tabuľke 2. Portfólio bude označované symbolikou PORTF.

Z výnosov celého obdobia boli spočítané odhady autokorelačného koeficientu prvého rádu, koeficientu šikmosti a koeficientu špicatosti (v prípade posledných dvoch ukazovateľov momentovými estimátormi), ktoré boli použité pri výpočte odhadov korigovaných Sharpeových pomerov v oboch obdobiach. Tieto odhady sú tiež obsiahnuté v tabuľke 2. Takýto postup môže byť spochybniteľný (použitie pre oba obdobia odhadov získaných z dát celého obdobia), ale cieľu štúdie vyhovuje. Výraznejšiu slabú pozitívnu autokoreláciu ($\rho \approx 0.10$) vykazujú akcie HAL a WIN, kým akcie TAP, BAC, WEC, ako aj samotné portfólio a index S&P500 majú autokoreláciu takmer nulovú ($\rho \approx 0$). Väčšina akcií, rovnako aj portfólio a index S&P500 indikujú poruchy symetrie a špicatosti. Vo všetkých prípadoch bola zistená leptokurtickosť, resp. náchylnosť na ňu. Obzvlášť leptokurtické sú akcie URBN, PCLN a WIN, pričom prvá akcia takmer šestinovým podielom participuje na portfóliu.

Tab. 2: Váhy portfólia a odhady parametrov pre korekciu (zdroj: vlastné spracovanie)

Veličina	Označenie aktíva / portfólia / indexu											
	URBN	TAP	HAL	BAC	CELG	PCLN	EA	BLL	WIN	WEC	PORTF	S&P500
váhy	17.15 %	0.00 %	0.00 %	48.98 %	0.00 %	0.00 %	0.00 %	33.87 %	0.00 %	0.00 %	100.00 %	NA
$\rho^*)$	-0.053	-0.016	0.095	-0.015	0.044	0.046	-0.026	0.045	0.082	0.019	-0.023	0.004
$S^*)$	-0.785	0.439	0.076	0.232	-0.682	-1.822	0.621	-0.079	-1.806	-0.306	0.162	-0.161
$K^*)$	28.295	4.036	0.485	0.778	6.994	22.328	4.862	2.003	10.262	0.653	0.417	1.037

Poznámka: *) Ide o odhady získané z dát za obdobie od 01-01-2012 do 20-08-2013.

Tabuľka 3 predkladá odhady korigovaných aj nekorigovaných anualizovaných Sharpeových pomerov. Je možné navzájom porovnávať výkonnosť jednotlivých aktív, ich portfólia a indexu S&P500, ale od tohto porovnania sa abstrahuje. Rovnako je abstrahované od porovnávania výkonnosti v in-sample období a v out-of-sample období. Ako bolo ilustrované na obrázku 1, nie je z praktického hľadiska znateľný rozdiel medzi klasickými odhadmi a odhadmi s korekciou o autokoreláciu prvého rádu – odlišnosť je iba percentuálna v rovnakej výške v oboch obdobiach. Dá sa veľmi ľahko spočítať, že rozdiel je v rozpätí od 0.40 % hodnoty klasického odhadu Sharpeho pomeru (pre index S&P500) do 9.04 % (pre akciu HAL). Znáteľné sú však rozdiely medzi klasickými odhadmi Sharpeových pomerov (a aj odhadov korigovaných o autokoreláciu prvého rádu) a medzi odhadmi korigovaných o autokoreláciu prvého rádu a vyššie momenty. Najväčšie rozdiely sú pri akciách CELG, PCLN a EA v out-of-sample období (postupne 115.54 %, 340.25 % a 134.62 %) oproti klasického odhadu a pri akcii WIN v in-sample období (196.86 %). Ostatné rozdiely predstavujú 0.54 % až 34.91 %. Z tabuľky 2 je zjavné, že tieto výrazné rozdiely boli spôsobené súčasnou interakciou týchto faktorov: vysoký odhad nekorigovaného Sharpeovho pomerov (v absolútnej hodnote od 2.122 do 2.379), vysoká hodnota koeficientu šikmosti (od 4.862 do 10.262) a tiež v niektorých prípadoch aj vyššia hodnota autokorelačného koeficientu prvého rádu (v prípade akcie WIN 0.082 a v prípade akcií CELG a PCLN približne 0.04).

Celá analýza bola uskutočnená v programe R verzia 3.0.1 „Good Sport“ (R Core Team, 2013) za použitia balíkov PerformanceAnalytics (Carl et al., 2013), fPortfolio (RMetrics Core Team a Wuertz, 2012), FRBData (Takanayagi, 2011) a timeSeries (Wuertz a Chalabi, 2013). Program R bol využitý aj pri grafickej prezentácii. Chýbajúce funkcie boli doprogramované.

Tab. 3: Odhady Sharpeových pomerov na ročnej báze (zdroj: vlastné spracovanie)

Obdobie	Označenie aktíva / portfólia / indexu											
	URBN	TAP	HAL	BAC	CELG	PCLN	EA	BLL	WIN	WEC	PORTF	S&P500
Nekorigované odhady Sharpeových pomerov												
IN	0.452	-1.081	-0.571	1.352	-0.155	0.202	-1.490	0.206	-2.122	-0.962	1.230	0.877
OUT	0.041	0.497	1.287	0.724	2.379	2.240	2.220	-0.495	-0.649	0.265	0.364	1.990
Odhady Sharpeových pomerov korigované o autokoreláciu prvého rádu												
IN	0.476	-1.099	-0.519	1.372	-0.148	0.193	-1.529	0.197	-1.955	-0.944	1.259	0.873
OUT	0.043	0.505	1.171	0.735	2.277	2.139	2.278	-0.473	-0.598	0.260	0.372	1.982
Odhady Sharpeových pomerov korigované o autokoreláciu prvého rádu a o vyššie momenty												
IN	0.574	-1.233	-0.519	1.529	-0.152	0.188	-2.010	0.197	-6.298	-1.013	1.336	0.882
OUT	0.043	0.545	1.221	0.768	5.127	9.860	5.210	-0.485	-0.797	0.257	0.377	2.213

Podpora

Príspevok bol vypracovaný v rámci riešenia projektu VEGA 1/0765/12 Výskum možností a perspektív použitia tradičných a alternatívnych prístupov vo finančnom riadení a finančnom rozhodovaní v meniacom sa ekonomickom prostredí.

References

- [1] ALEXANDER, C. 2008. Market risk analysis, vol. I.: quantitative methods in finance. Chichester (UK): Wiley, 2008. ISBN 978-0-470-99800-7.
- [2] CARL, P. et al. 2013. PerformanceAnalytics: Econometric tools for performance and risk analysis. R package, version 1.1.0, <http://cran.r-project.org/web/packages/PerformanceAnalytics/index.html>.
- [3] LO, A. W. 2002. The statistics of Sharpe ratios. In Financial Analysts Journal. 2002, zv. 58, č. 4, s. 36-52.
- [4] PUCZKOVSKI, B. 2010. The Role of Banks in Utilization of The EU Funds. In: Olsztyn Economic Journal, 5. 2010, N°2. Olsztyn: UWM, 2010, s. 346 – 357.
- [5] PÉZIER, J. 2008. Maximum certain equivalent excess returns and equivalent preference criteria: part I – theory. ICMA Centre Discussion Papers in Finance DP2008-5, http://www.icmacentre.ac.uk/files/discussion-papers/DP2008_5.pdf
- [6] R CORE TEAM 2013: R: a language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2012, <http://www.r-project.org/>.
- [7] RMETRICS CORE TEAM, WUERTZ, D. 2011. fPortfolio: Rmetrics - Portfolio Selection and Optimization. R package, version 2130.80, <http://cran.r-project.org/web/packages/fPortfolio/index.html>
- [8] TAKANAYAGI, S. 2011. FRBData: Download interest rate data from FRB's website. R package, version 0.30, <http://cran.r-project.org/web/packages/FRBData/index.html>.
- [9] TAYLOR, S. 1986. Modelling financial time series. Chichester (UK): Wiley, 1986. ISBN 0-471-90993-9.
- [10] WUERTZ, D., CHALABI, Y. 2013 timeSeries: Rmetrics - Financial Time Series Objects. R package, version 3010.97, <http://cran.r-project.org/web/packages/timeSeries/index.html>.

Adresa autorov

Martin Bod'a, Mgr. Ing., PhD.
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici
Ekonomická fakulta, KKMIS
Tajovského 10, 975 90 Banská Bystrica
martin.boda@umb.sk

Mária Kanderová, Ing., PhD.
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici
Ekonomická fakulta, KKMIS
Tajovského 10, 975 90 Banská Bystrica
maria.kanderova@umb.sk

Malkiel's random path theory and its usage in practise Malkielova teória náhodnej cesty a jej využitie v praxi

Daniel Buc, Tomáš Klieštík¹

Abstract: This paper describes and explains the fundamental characteristic of one of the theories that deal with stock prices estimation, called random walk theory. The term random walk was coined by Princeton economics professor in his book *A Random Walk Down Wall Street* in 1973. The random walk theory represents an investment theory which denies the influence of past price movements on the market prices and says that these prices follow a random path. This means that the market movements at any point are not possible to be predicted. In other words, this theory claims that stock's prices path is random and cannot be determined on the ground of information gathered from historical prices, especially in the short-time horizon. This may be controversial, but by far the most controversial aspect of the theory is its claim that analysts and professional advisors add little or no value to portfolios.

Abstrakt: Tento článok popisuje a vysvetľuje základné charakteristiky jednej z teórií, ktorá sa zaoberá odhadom cien aktív, tzv. náhodnou prechádzkou. Pojem náhodná prechádzka bol sformulovaný profesorom Burton G. Malkielom z Princetonu v jeho publikácii *Random Walk Down Wall Street* v roku 1973. Teória náhodnej prechádzky predstavuje teóriu investovania, ktorá popiera vplyv minulých pohybov cien a vysvetľuje, že sa tieto ceny vyvíjajú náhodne. Znamená to, že nie je možné predikovať pohyby cien v žiadnom časovom období. Inými slovami, táto teória tvrdí, že vývoj cien aktív je náhodná a nemôže byť stanovený na základe informácií získaných z historických cien, najmä v krátkodobom horizonte.

Key words: random walk, prediction, technical analysis, fundamental analysis, coin flip.

Kľúčové slová: náhodná prechádzka, predikcia, technická analýza, fundamentálna analýza, hod mincou.

JEL classification: C10, C15

Introduction

The random walk theory is based on the fact that market and securities prices are random and not influenced by past events. This theory also states that all methods of predicting stock prices are futile in the long run. Professor Burton G. Malkiel calls the notion of intrinsic value² undependable because it relies on subjective estimates of future earnings using factors like expected growth rates, interest rates, dividend payouts, estimated risk, and others.

1. Characteristics of Random walk

In modern econometric and financial theory, stochastic differential equations are successfully used to describe the financial market and macroeconomic indicators development. Stochastic (linear trend) component of the differential equation is represented by Brownian motion or otherwise mathematically Wiener process belonging to Lévy processes which various modifications due to their features excellently approximate volatility and trend of asset prices. Random path model is named as Random walk or a geometric Brownian motion.

¹The article is an output of scientific project VEGA1/0357/11 Klieštík, T. and col.: Research on the possibility of applying fuzzy-stochastic approach and Corporate Metrics as tools of quantification and diversification of business risk.

² Intrinsic value is calculated by summing the future income generated by the asset and discounting it to the present value.

2. Comparison of Random walk and prediction models

The random walk theory also considers **technical analysis undependable** because, according to Malkiel, chartists buy only after price trends are established and sell only after price trends are broken; essentially, the chartists buy or sell too late and miss the boat. According to the theory, this happens because stock prices already reflect the information by the time the analyst moves on the stock. Experts in this field also note that the widespread use of technical analysis reduces the advantages of the approach.

Further, Malkiel finds **fundamental analysis flawed** because analysts often collect bad or useless information and then poorly or incorrectly interpret that information when predicting stock values. Factors outside of a company or its industry may affect a stock price, rendering further the fundamental analysis irrelevant.

3. Random walk forms

There are two forms of the random walk theory. In both forms, the rapid incorporation of information is disadvantageous for investors and analysts.

1. **The semi-strong form** states that public information will not help an investor or analyst select undervalued securities because the market has already incorporated the information into the stock price.
2. **The strong form** states that no information, public or private, will benefit an investor or analyst because even inside information is reflected in the current stock price.

4. Explanation and example of Random walk in corporate environment

An elementary example of a random walk is the random walk on the **integer number line**. The starting point is **at 0** and at each step moves **+1 or -1** with equal probability (50 %).

This walk is explained as follows. A marker is placed at zero on the number line and a coin is flipped.

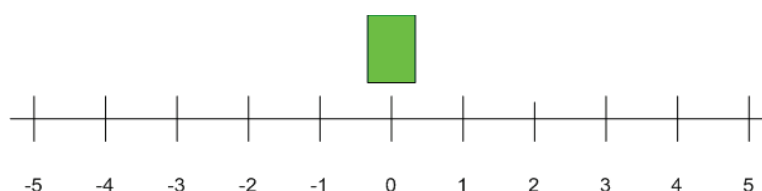


Figure 1. The initial position of a marker

There are two possibilities of result. If the coin lands on head (H), the marker moves one unit **to the right**.

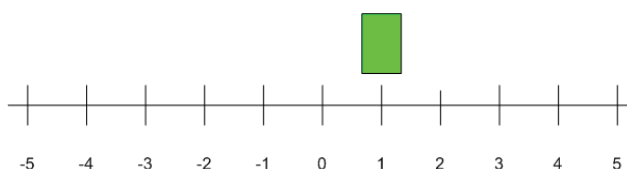


Figure 2. Marker position after first flip - landing on head

If the coin lands on tail (T), the marker changes its position one unit **to the left**.

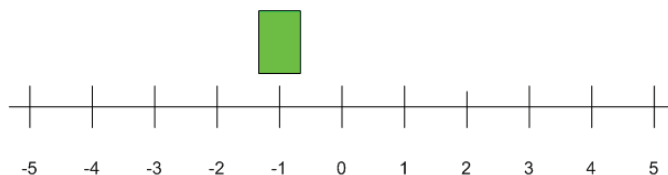


Figure 3. Marker position after first flip - landing on tail

After **five flips**, the market could land on the position of 1, -1, 3, -3, 5, or -5. With five flips, two tails and three heads, does not depend on the order, will the marker land on 1. There are:

- **10 ways** of landing on 1 – by flipping three heads and two tails,
- **10 ways** of landing on -1 – by flipping three tails and two heads,
- **5 ways** of landing on 3 – by flipping four heads and one tail,
- **5 ways** of landing on -3 – by flipping four tails and one head,
- **1 way** of landing on 5 – by flipping five heads,
- **1 way** of landing on -5 – by flipping five tails.

The following figure displays all possible Random walk outcomes after five flips of a coin, where H – head, T – tail. In this case, the first landing is on head.

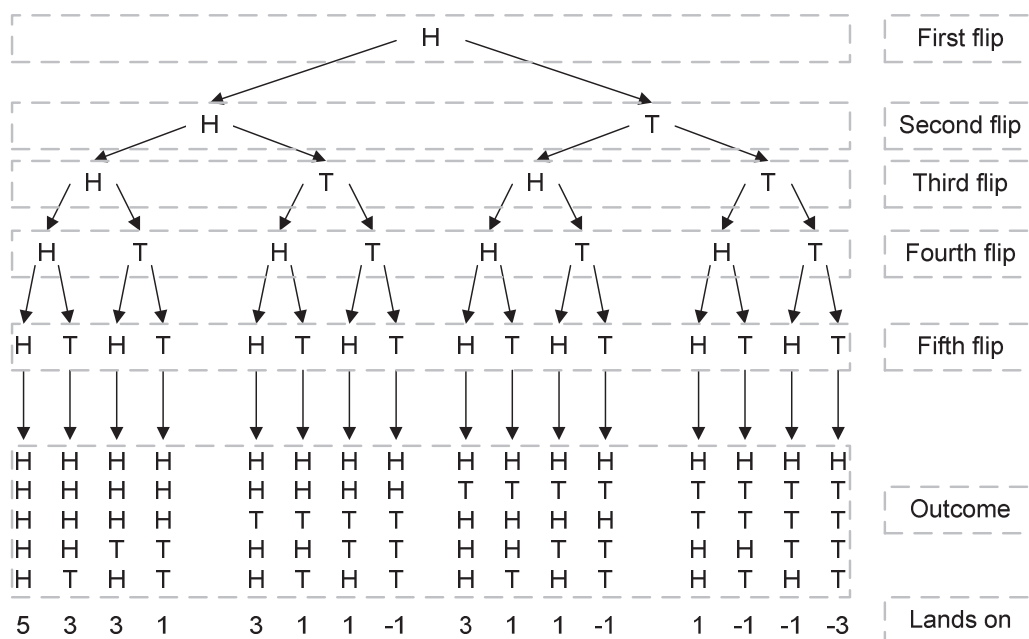


Figure 4. All possible random walk outcomes after five flips of a coin – first land on head

The next figure shows all possible random walk outcomes after five flips of a coin in case if the first landing is on tail.

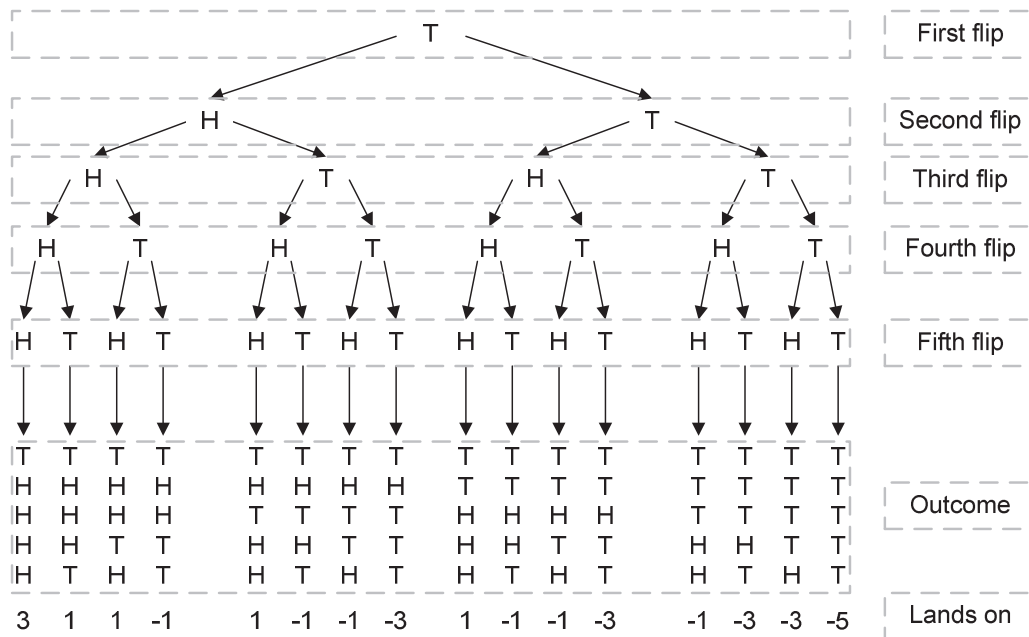


Figure 5. All possible random walk outcomes after five flips of a coin – first land on tail

5. Mathematical formulas for Random walk

It is possible to model for example a random prices and exchange rates development through Random Walk model. This way of modelling has no tendency to return to its mean value.

If the considered asset P with initial price P_t where the random component is taken into account, we express the dynamics of asset prices at the time, which is expressed by the stochastic differential equation

$$dP_t = \mu * P_t * dt + \sigma * P_t * dz, \quad (1)$$

that represents a geometric Brownian motion defined as Ito process for $t \geq 0$, μ is the growth rate (average yield), σ is the volatility. This process can be written in a way which indicates that the yields of particular asset are modelled by using the deterministic (drift) and a random (diffusion) component in the form

$$\frac{dP_t}{P_t} = \mu * dt + \sigma * dz \quad (2)$$

In some methodologies that are focused on risk quantification and diversification the logarithmic prices $p_t = \ln P_t$ are modelled that have normal distribution in the form $N(0; \sigma^2)$. Geometric Brownian motion with logarithmic prices can be then described as

$$dp_t = d \ln P_t = \tau * dt + \sigma * dz, \quad (3)$$

where the logarithmic price has the deterministic coefficient τ in form $\tau = \mu - \frac{\sigma^2}{2}$ and random coefficient σ .

Deterministic coefficient τ represents the average rate of profit resulting from price growth of relevant asset. It is estimated as a regressive model through statistical estimation – least squares method,

$$\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 \rightarrow \min \quad (4)$$

Where ε_t is residual deviation which indicates the difference between the actual and estimated yield

$$\varepsilon_t^2 = \sum_{t=1}^T (r_t - r * P_t)^2 \quad (5)$$

The random coefficient σ determining the standard deviation is calculated as a square root from residual deviation,

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N} * \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2} \quad (6)$$

where N is the number of observations.

The modelled price development according to Random Walk model is following

$$P_t = P_{t-1} * e^{r*dt} \quad (7)$$

To estimate the price it is necessary to know the logarithmic price simulation, its mean value and dispersion. In case of Geometric Brownian motion with logarithmic prices, these calculations are relevant

$$P_t = P_{t-1} * e^{r*dt + \sigma*dz} \quad (8)$$

$$[E(P)]_t = P_0 * e^{r*dt*n} = P_0 * e^{r*T} \quad (9)$$

$$[\sigma^2(P)]_t = P_0^2 * e^{2*r*T} * (e^{\sigma^2*T} - 1) \quad (10)$$

The value of the quantile on the likelihood level α from log-normal distribution, which determines the limits within which should the random variables move, has the formula

$$P_T^y = P_0 * e^{r*dt*n + \Phi^{-1}(\alpha) * \sigma * \sqrt{T}} \quad (11)$$

Asset prices in financial markets behave randomly and independently of previous development, Brownian motion is thus an ideal tool to describe the behaviour of asset prices.

6. Exceptions of the Random Walk

Malkiel acknowledges some statistical anomalies pointing to some exceptions of the random walk theory:

- Prices of small, less liquid stocks seem to **have some serial price correlation** in the short-term because they do not incorporate information into their prices as quickly.
- Contrarian strategies³ tend to outperform **other strategies** because reversals are often based on economic facts rather than investor psychology.
- There are **seasonal trends** in the stock market, especially at the beginning of the year and the end of the week.

³do not follow the general market trends,

- Stocks with low P/E ratios⁴ **tend to outperform** those with high P/Es, although the tendency is volatile over time.
- High-dividend stocks **tend to provide higher returns** over time because during down markets⁵ the high dividend yields often create demand for these stocks and thus increases the price.

7. Conclusion

Malkiel and the Random walk theory provide very useful and important support to the intimidated individual investor, but Malkiel in particular encourages investors to understand the theories and investment methods that the random walk theory challenges. Malkiel therefore advocates a buy-and-hold investment strategy. This represents the most effective way to maximize returns. All issues about capital market approaches could be explained by Malkiel's famous quote: "Investment advisory services, earnings predictions, and complicated chart patterns are useless... Taken to its logical extreme, it means that a blindfolded monkey throwing darts at a newspaper's financial pages could select a portfolio that would do just as well as one carefully selected by the experts."

8. Literature

- [1] GRIMMETT, G. – STIRZAKER, D. 2001. Probability and Random Processes. Oxford, New York, p. 183-187.
- [2] KEMENY, J. G. 1971. Uvod do finitni matematiky. SNTL, Praha, p. 67-73.
- [3] MALKIEL, B. G. 2007. A Random Walk Down Wall Street: The Time-Tested Strategy for Successful Investing, WIG-Press, Warszawa, p. 355-360.
- [4] RENYI, A. 1972. Teorie pravděpodobnosti. Academia, Praha, p. 32-35.
- [5] ROSS, S. M. 1996. Stochastic processes. John Wiley & Sons, New York, p. 78-81.
- [6] STEELE, J. M. 2011. Stochastic Calculus and Financial Applications. Springer, New York, p. 113-115.

Author's name:

Daniel Buc, Ing.

Department of Economics

Faculty of Operation and Economics of Transport and Communications

University of Žilina in Žilina, 010 26 Žilina, Slovakia

E-mail: daniel.buc@fpedas.uniza.sk

Tomáš Klieštík, doc. Ing., PhD.

Department of Economics

Faculty of Operation and Economics of Transport and Communications

University of Žilina in Žilina, 010 26 Žilina, Slovakia

E-mail: tomas.kliestik@fpedas.uniza.sk

⁴ P/E ratio is an equity valuation measure defined as market price per share divided by annual earnings per share,

⁵ are designed for low-income consumers.

Ekonomická úroveň regiónov ako jeden z faktorov subjektívnej percepcie kvality života

Economic level of the regions as one of the factors of subjective perception of quality of life

Veronika Černáková

Abstract: This paper deals with the issue of the relation between economic level of a territory and the subjective perception of quality of life of its inhabitants. Using econometric modelling, the paper examines factors that have potential impact on subjective quality of life. The results of the models suggest that satisfaction with the quality of life increases with decreasing population of the city, with decreasing population density and with growing economic level of the regions in which individual cities are localised.

Abstrakt: Príspevok sa venuje problematike vzťahu ekonomickej úrovne územia a subjektívnej percepcie kvality života zo strany obyvateľov žijúcich na danom území. Prostredníctvom ekonometrického modelovania sú v rámci príspevku skúmané faktory, ktoré majú potenciálny vplyv na subjektívne vnímanú kvalitu života. Výsledky použitých modelov naznačujú, že spokojnosť obyvateľstva s kvalitou života v jednotlivých mestách rastie s klesajúcim počtom obyvateľov mesta, s klesajúcou hustotou zaľudnenia a s rastúcou ekonomickou úrovňou regiónov, v ktorých sú jednotlivé mestá lokalizované.

Key words: Quality of life, Subjective perception of quality of life, Economic level.

Kľúčové slová: Kvalita života, subjektívna percepcia kvality života, ekonomická úroveň.

JEL classification: I31, R10

Úvod

Kvalita života je spoločensky často používaným a akceptovaným pojmom charakterizujúcim podmienky pre život, pričom pri vyjadrení kvality života sa zohľadňujú rozličné podmienky (ekonomické, zdravotné, environmentálne atď.) týkajúce sa ľudského a spoločenského rozvoja. Pojem kvalita života na jednej strane predstavuje objektívne podmienky na dobrý život a na strane druhej subjektívne prežívanie dobrého života (Hornák, Rochovská, 2007). Problematike vzťahu oboch dimenzií kvality života sa venovalo množstvo autorov. Dissart a Deller (2000) upozorňujú na priamu závislosť kvality života človeka od exogénnych faktorov jeho života a od endogénnej percepcie týchto faktorov a jeho samotného. Objektívna dimenzia kvality života v zásade predstavuje externé podmienky a vplyvy okolitého prostredia a životných okolností na život človeka, ktoré sa vo väčšine prípadov zvyknú rozdeľovať na sociálne, ekonomické a environmentálne. Subjektívna dimenzia na druhej strane predstavuje súhrn subjektívnych vstupov každého človeka, ako sú názory, postoje, individuálny systém hodnôt, schopnosť adaptácie, spôsob percepcie okolitého prostredia a podobne. Diener a Suh (1997) vymedzujú tri základné oblasti skúmania ukazovateľov kvality života, a to ekonomické indikátory, sociálne indikátory a indikátory subjektívnej psychickej pohody (*well-being*) vzťahujúce sa k reakciám jednotlivcov na ich vlastný život. Podľa Myersa (1987) je kvalita života tvorená charakteristikami miesta, ktoré vplývajú na život jeho obyvateľov (napr. kvalita dopravy, zdravotníctva) a ich vlastným hodnotením týchto podmienok. Cummins (2000) naopak predpokladá, že objektívne podmienky len vo veľmi obmedzenej miere ovplyvňujú pocit subjektívneho blaha. Ako dôvod uvádza ľudskú schopnosť adaptácie na rozličné podmienky. Preto je subjektívna percepcia v prípadoch skúmania kategórií ako *blaho*, *kvalita života*, *spokojnosť so životom* podľa niektorých autorov (napr. Pacione, 2003) nadradená objektívnemu hodnoteniu. Subjektívne vnímaná kvalita života navodzuje metódy merania kvality života pomocou

empirického skúmania na vzorkách obyvateľov miest, obcí, regiónov, či krajín. Takto získané údaje o subjektívnej percepcii kvality života je zaujímavé konfrontovať s objektívne zmeranými podmienkami života obyvateľov. Ak vychádzame z predpokladu, že subjektívne hodnotenie atribútov kvality života, ako sú verejné služby, životné prostredie, pocit bezpečnosti, či pocit materiálneho dostatku na určitom území do istej miery vyjadruje celkovú úroveň dosahovanú na danom území, potom konfrontácia objektívnej aj subjektívnej dimenzie môžu poskytnúť okrem iného aj cenné informácie o tom, aké objektívne ukazovatele najlepšie popisujú úroveň dosahovanú na skúmanom území.

1. Údaje a metodika

Objektom analýzy je 69 európskych miest, v ktorých bol uskutočnený primárny výskum skúmajúci kvalitu života v európskych mestách s názvom „*Survey on perceptions of quality of life in 75 European cities*“. Uvedený výskum zároveň predstavuje údajovú základňu pre zostavenie závislej premennej vstupujúcej do ekonometrických modelov. Výskum bol uskutočnený organizáciou *Gallup Organisation Hungary* v sedemdesiatich piatich európskych mestách na vzorke 37 626 obyvateľov, čo je približne 500 obyvateľov v každom meste. Výskum bol realizovaný prostredníctvom dotazníkového prieskumu, pri ktorom respondenti zodpovedali 24 otázok formou vyjadrenia silného súhlasu, súhlasu, nesúhlasu a silného nesúhlasu, resp. výraznej spokojnosti, spokojnosti, nespokojnosti a výraznej nespokojnosti s tvrdeniami týkajúcimi sa kvality verejných služieb, životného prostredia v jednotlivých mestách, resp. celkového vzhladu skúmaných miest. Ďalšie údaje vstupujúce do modelov boli získavané prevažne z výskumu Urban Audit, ktorý je iniciatívou Európskej Komisie a z Eurostatu.

1.1 Závislá premenná

Závislá premenná vstupujúca do ekonometrických modelov bola konštruovaná tak, aby vyjadrovala subjektívny pocit spokojnosti obyvateľov jednotlivých miest s kvalitou života v meste, v ktorom žijú. Zo všetkých 24 otázok bolo vybraných 15 otázok reprezentujúcich každú zo skúmaných oblastí:

- spokojnosť s verejnou dopravou v meste,
- spokojnosť so zdravotnou starostlivosťou lekárov v meste,
- spokojnosť so zdravotnou starostlivosťou nemocníc v meste,
- spokojnosť s vybavením športovísk v meste,
- spokojnosť s úrovňou škôl v meste,
- spokojnosť so službami úradov v meste,
- spokojnosť s množstvom zelene, parkov a záhrad v meste,
- spokojnosť s možnosťami kultúrneho vyžitia v meste,
- spokojnosť s možnosťami zamestnať sa,
- spokojnosť s možnosťami bývania,
- spokojnosť s čistotou mesta,
- spokojnosť s bezpečnosťou mesta,
- pocit dôvery voči obyvateľom mesta,
- pocit postačujúceho materiálneho zabezpečenia,
- celkový pocit spokojnosti so životom v meste.

Respondenti odpovedali na stupnici vo forme Likertovej škály a takto získané údaje boli v percentuálnom vyjadrení. Kvôli ďalšej analýze bolo nevyhnutné transformovať kvalitatívne premenné na kvantitatívne. Prostredníctvom využitia metódy vážených priemerov bolo možné zo súboru údajov získať kvantitatívne premenné bez toho, aby došlo k strate informácií o váhe

jednotlivých odpovedí. Vzhľadom na to, že pri pôvodnom výskume bola na zaznamenávanie odpovedí využitá Likertova škála s piatimi stupňami, bolo päť stupňov využitých aj pri transformácii dát. Pre každú skúmanú otázku bola uskutočnená transformácia na základe nasledujúceho vzťahu:

$$-2 * \% \text{ odpovedí „veľmi nespokojný“} - 1 * \% \text{ odpovedí „nespokojný“} + 0 * \% \text{ odpovedí „neviem“} + 1 * \% \text{ odpovedí „spokojný“} + 2 * \% \text{ odpovedí „veľmi spokojný“}$$

Výsledkom transformácie dát bolo 15 číselných hodnôt v intervale $< -2, 2 >$ pre každé zo 69 miest. Následne bolo možné sčítaním pätnástich hodnôt vytvoriť pre každé mesto indikátor spokojnosti s kvalitou života (*PQL – Perceived Quality of Life*), ktorý vstupuje do modelu ako vysvetľovaná premenná.

1.2 Nezávislé premenné

Vysvetľujúce premenné vstupujúce do modelu je možné rozdeliť do dvoch skupín. Prvá skupina premenných popisuje štruktúru sídel a ekonomickú štruktúru miest pomocou základných ukazovateľov najčastejšie využívaných pri štúdiách popisujúcich regionálne, či mestské typológie (napr. OECD; Martin, 2003; Müller et al., 2006; Európska komisia, 2010; Gray, Lobao, Martin, 2012). Druhou skupinou premenných sú premenné vyjadrujúce ekonomickú úroveň regiónu na úrovni NUTS 2. Regionálne premenné sú do modelu zahrnuté za účelom preskúmania prípadnej závislosti medzi subjektívnym vnímaním kvality života a ekonomickou úrovňou regiónu, ktorého je konkrétne mesto súčasťou, resp. centrom. Z dôvodu analýzy subjektívnej dimenzie kvality života, kde subjektívna percepcia je závislá nielen od človeka k človeku, ale aj od miesta k miestu, je dôležité zohľadniť aj širší regionálny kontext. Skúmané mestá sú často regionálnymi, či dokonca národnými centrami a predovšetkým v postkomunistických krajinách dosahujú z objektívneho hľadiska podstatne vyššiu ekonomickú úroveň, než región, resp. štát, v ktorých sú lokalizované. Obyvateľmi týchto centier sú pritom často „príslušníci“ z menej rozvinutých častí regiónov a ich percepcia kvality života zostáva zafixovaná na úrovni zodpovedajúcej širšiemu regionálnemu kontextu. Z toho hľadiska považujeme za dôležité zahrnúť do analýzy aj premenné vyjadrujúce ekonomickú úroveň regiónu, ktorého je mesto súčasťou.

Tab. 1 Nezávislé premenné vstupujúce do modelu

Názov ukazovateľa	Popis ukazovateľa	Jednotka	Zdroj
Počet obyvateľov (<i>pop</i>)	Počet obyvateľov mesta	-	Urban Audit
HDP na obyvateľa (<i>gdp</i>)	HDP na obyvateľa dosahovaný na území mesta	EUR	Urban Audit
Hustota zaľudnenia (<i>dens</i>)	Hustota zaľudnenia v meste	obyv./km ²	Urban Audit
Miera nezamestnanosti (<i>unemp</i>)	Miera nezamestnanosti dosahovaná na území mesta	%	Urban Audit
Regionálne HDP na obyvateľa (<i>gdp_reg</i>)	HDP na obyvateľa dosahovaný na území regiónu NUTS 2, ktorého je mesto súčasťou	EUR	Eurostat
Regionálna hustota zaľudnenia (<i>dens_reg</i>)	Hustota zaľudnenia dosahovaná v regióne na úrovni NUTS 2, ktorého je mesto súčasťou	obyv./km ²	Eurostat
Regionálna miera nezamestnanosti (<i>unemp_reg</i>)	Miera nezamestnanosti dosahovaná na území regiónu na úrovni NUTS 2, ktorého je mesto súčasťou	%	Eurostat

Zdroj: Vlastné spracovanie

2. Ekonometrický model

Po identifikovaní závislej premennej a nezávislých premenných bolo možné pristúpiť k formulácii ekonometrických modelov. Ako prvé boli zostavené dva klasické modely lineárnej regresie skúmajúce závislosť indikátora *PQL* vzhľadom k vysvetľujúcim premenným. Prvý z týchto modelov zahŕňal len prvú skupinu nezávislých premenných (jednoduchý model), druhý model (regionálny model) zahŕňal obe skupiny nezávislých premenných. Výsledky oboch modelov sú zosumarizované v tabuľke 2. Pri ďalšej analýze sme pokračovali už len s regionálnym modelom, keďže na základe koeficientu determinácie R^2 a korigovaného koeficientu determinácie sme zhodnotili, že model zahrňujúci regionálne premenné lepšie vysvetľuje závislú premennú.

Tab. 2 Porovnanie klasických modelov lineárnej regresie

	Jednoduchý model		Regionálny model	
	Odhad	p-hodnota	Odhad	p-hodnota
Počet obyvateľ'ov (<i>pop</i>)	-8.073.10 ⁻⁷	0.0914 .	-1.963.10 ⁻⁶	0.0037 **
HDP na obyvateľa (<i>gdp</i>)	1.663.10 ⁻¹	0.0002 ***	3.634.10 ⁻²	0.4927
Hustota zaľudnenia (<i>dens</i>)	-3.045.10 ⁻⁴	0.0312 *	-2.481.10 ⁻⁴	0.0603 .
Miera nezamestnanosti (<i>unemp</i>)	-4.406.10 ⁻²	0.6188	-1.386.10 ⁻²	0.8943
Regionálne HDP na obyvateľa (<i>gdp_reg</i>)	-	-	1.623.10 ⁻¹	0.0018 **
Regionálna nezamestnanosť (<i>unemp_reg</i>)	-	-	-7.968.10 ⁻²	0.6151
Regionálna hustota zaľudnenia(<i>dens_reg</i>)	-	-	1.799.10 ⁻⁴	0.7289
Koeficient determinácie R ²	0.3703		0.4835	
Korigovaný koef. determinácie (Adj. R ²)	0.3247		0.4362	
Kódy významnosti	0 *** 0,001 ** 0,01 * 0.05 . 0.1			

Zdroj: vlastné spracovanie, výstup z programu R

Testovanie štandardných predpokladov lineárneho modelu preukázalo, že model spĺňa podmienky normality rezíduí, konštantnosti rozptylu náhodných porúch aj nezávislosti vysvetľujúcich premenných; ukázalo sa však, že v modeli sa vyskytuje priestorová autokorelácia vyplývajúca z priestorového usporiadania závislej premennej *PQL*. Hodnota testovacej štatistiky *Moranovo I* = 0.3679 potvrdila priestorové usporiadanie závislej premennej. Výsledky Moranovho testu pre klasický model lineárnej regresie poukázali aj na výskyt priestorovej autokorelácie v samotnom modeli. Testovacia štatistika *Moranovo I* poukázala len na slabú závislosť (*Moranovo I* = 0.1255), avšak na základe *p*-hodnoty nižšej ako 0,05 prijímame alternatívnu hypotézu o prítomnosti priestorovej autokorelácie. Z tohto dôvodu je potrebné formulovať priestorový model.

Formulovanie priestorových modelov si v prvom rade vyžaduje definovanie matice priestorových váh. Za najvhodnejšiu metódu na stanovenie priestorových váh bola zvolená metóda *k*-najbližších susedov. Za optimálny počet najbližších susedov, ktoré sa pri výpočte berú do úvahy, je najčastejšie považovaných šesť susedov (napr. LeSage, Fischer, 2008).

Vzhľadom na to, že nepredpokladáme podstatnú interakciu medzi pozorovaniami a účelom formulovania priestorového modelu je len korigovanie vplyvu priestorovej autokorelácie, bol pri analýze využitý model s priestorovými chybami (model SEM). Výsledky modelu sú zosumarizované v tabuľke 3. Uvedený priestorový model je ešte potrebné testovať s cieľom overiť jeho korektnosť. Zo štandardných testov skúmajúcich predpoklady lineárnych modelov už nie je potrebné testovať multikolinearitu a normalitu rezíduí (bola testovaná pri modeli klasickej lineárnej regresie). Testovanie heteroskedasticity prostredníctvom Breusch-Paganovho testu určeného pre priestorové modely nepreukázalo výskyt heteroskedasticity a opätovne vykonaný Moranov test preukázal, že priestorová autokorelácia bola použitím SEM modelu odstránená.

Tab. 3 Výsledné hodnoty modelu s priestorovými chybami

	Odhad	Smerod. odchýlka	p-hodnota
Úrovňová konštanta	6.9845	1.9785	0.0004
Počet obyvateľov (<i>pop</i>)	$-2.0057 \cdot 10^{-6}$	$5.5617 \cdot 10^{-7}$	0.0003***
HDP na obyvateľa (<i>gdp</i>)	$2.0452 \cdot 10^{-2}$	$4.4201 \cdot 10^{-2}$	0.6436
Hustota zaľudnenia (<i>dens</i>)	$-1.2947 \cdot 10^{-4}$	$1.1454 \cdot 10^{-4}$	0.0583.
Miera nezamestnanosti (<i>unemp</i>)	$-2.0592 \cdot 10^{-2}$	$9.3831 \cdot 10^{-2}$	0.8263
Regionálne HDP na obyvateľa (<i>gdp_reg</i>)	$1.3364 \cdot 10^{-1}$	$4.7725 \cdot 10^{-2}$	0.0005***
Regionálna hustota zaľudnenia (<i>dens_reg</i>)	$2.5071 \cdot 10^{-4}$	$4.3939 \cdot 10^{-4}$	0.5683
Regionálna nezamestnanosť (<i>unemp_reg</i>)	$-1.2176 \cdot 10^{-1}$	$1.3417 \cdot 10^{-1}$	0.3641
Kódy významnosti	0 *** 0,001 ** 0,01 * 0.05 . 0.1		

Zdroj: vlastné spracovanie, výstup z programu R

3. Výsledky a diskusia

Z výsledkov modelu je zrejmé, že štatisticky významné sú tri premenné. Prvou štatisticky významnou premennou je *počet obyvateľov* konkrétneho mesta. Počet obyvateľov vykazuje negatívnu závislosť, čo znamená, že čím vyšší je počet obyvateľov jednotlivých miest, tým nižšia je spokojnosť obyvateľov s poskytovanými verejnými službami. Tu je treba podotknúť, že objektom analýzy boli veľké európske mestá, pričom najmenším skúmaným mestom bol Luxemburg s počtom obyvateľov 86 981. Je preto možné predpokladať, že v mestách s menším počtom obyvateľov je pociťovaná kvalita života vyššia kvôli menšej urbanizačnej záťaži v porovnaní s megamestami. Ďalšou štatisticky významnou premennou je *hustota zaľudnenia*, ktorá vykazuje negatívnu závislosť vzhľadom k závislej premennej, čo vypovedá o pozitívnejšej percepcii kvality života v prípade, ak je hustota zaľudnenia v meste nižšia. Ako štatisticky významná sa ukázala aj premenná *regionálny HDP na obyvateľa*, ktorá vykazuje pozitívnu závislosť voči závislej premennej. V prípade ostatných premenných, ktorých signifikancia v modeli nebola preukázaná, dosiahli príslušné odhadnuté koeficienty očakávané hodnoty – v prípade *HDP na obyvateľa* kladné hodnoty, v prípade *miery nezamestnanosti* a *regionálnej miery nezamestnanosti* záporné hodnoty. Zaujímavosťou je kladná hodnota koeficientu *regionálnej hustoty zaľudnenia*, čo môže indikovať domnienku, že regióny s vyššou hustotou zaľudnenia sú „vyspelejšie“.

4. Záver

Výsledkom ekonometrického modelovania sú ukazovatele popisujúce ekonomickú úroveň a štruktúru územia, ktoré sa ukazujú ako štatisticky významné vo vzťahu k subjektívnej percepcii kvality života obyvateľov európskych miest. Výsledky použitých modelov naznačujú, že spokojnosť obyvateľstva s kvalitou života v jednotlivých mestách rastie s klesajúcim počtom obyvateľov mesta, s klesajúcou hustotou zaľudnenia v meste a s rastúcim HDP na obyvateľa dosahovaným v regiónoch, v ktorých sú jednotlivé mestá lokalizované. Zatiaľ čo prvé dva ukazovatele poukazujú na zvyšujúcu sa pociťovanú kvalitu života v prípade nižšej urbanizačnej záťaže, významnosť tretieho ukazovateľa môže naznačovať, že HDP je aj napriek kritike vhodným meradlom nielen ekonomickej úrovne a vyspelosti regiónov, ale aj kvality života v nich. Prirodzene je potrebné zobrať do úvahy limitácie ekonometrického modelovania, kde nevyhnutným predpokladom pre štatisticky významné modely je získanie podkladových údajov prijateľnej kvality. Model využitý v analýze však nemá za cieľ plniť funkciu prognózovania, ale len zhodnotenia štatistickej významnosti skúmaných faktorov.

5. Literatúra

- [1] CUMMINS, R. A. 2000. Objective and subjective quality of life scale: an interactive model. *Social Indicators Research*, 52, 55-72.
- [2] DIENER, E., SUH, E. 1997. Measuring quality of life: economic, social, and subjective indicators. *Social Indicators Research*, 40, 189-216.
- [3] DISSART, J. C., DELLER, S. C. 2000. Quality of life in the planning literature. *Journal of Planning Literature*, 15, 135-161.
- [4] EURÓPSKA KOMISIA. 2010. The Second State of European Cities Report. Commission of the European Communities, DG Regio, Brussel, 2010.
- [5] EURÓPSKA KOMISIA. 2009. Survey on perceptions of quality of life in 75 European cities. DG Regio, Brussel.
- [6] GRAY, M., LOBAO, L., MARTIN, R. 2012. Making space for well-being. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 5, 3-13.
- [7] HORŇÁK, M., ROCHOVSKÁ, A., 2007. Vybrané aspekty kvality života vo vnútorných perifériách Slovenska. In: *Geographia Cassoviensis*, roč. 1, Ústav geografie, Prírodovedecká fakulta UPJŠ, Košice, 55-60.
- [8] LESAGE, J., FISCHER, M. M. 2008. Spatial Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation. *Spatial Economic Analysis*, 3, 3, 275-304.
- [9] MARTIN, R. 2003. A Study on the Factors of Regional Competitiveness. A draft final report for The European Commission Directorate-General Regional Policy.
- [10] MÜLLER, E., JAPPE, A., HÉRAUD, A., ZENKER, A. 2006. A regional typology of innovation capacities in New Member States & Candidate Countries. Fraunhofer ISI Karlsruhe, University of Applied Sciences, Heidelberg, Université Louis Pasteur, Strasbourg, ISSN 1438-9843.
- [11] MYERS, D. 1987. Community-relevant measurement of quality of life: a focus on local trends. *Urban Affairs Quarterly*, 23, 108-125.
- [12] PACIONE, M. 2003. Urban environmental quality and human well-being – a social and geographical perspective. *Landscape and Urban Planning*, 65, 19-30.
- [13] URBAN AUDIT. Regional Policy – Inforegio. Dostupné online na: <http://www.urbanaudit.org/>

Adresa autora:

Ing. Veronika Černáková, PhD.
Katedra Regionálnych vied a manažmentu
Ekonomická fakulta
Technická univerzita v Košiciach
Němcovej 32
040 01, Košice, Slovensko
veronika.cernakova@tuke.sk

Príspevok bol napísaný s podporou Vedeckej grantovej agentúry MŠ SR a SAV v rámci riešenia vedecko-výskumného projektu /VEGA 1/0127/11 Priestorová distribúcia chudoby v EÚ/.

**Porovnanie podnikov s diferencovaným prístupom k formulovaniu
stratégie CSR**
**The comparison of companies with different attitudes to CSR strategy
formulation**

Milan Džupina, Ladislav Mura

Abstract: In theory, there are several studies that deal with possible approaches to the formulation of CSR strategy. In practical terms, it is a difficult task to clearly describe the strategic orientation of the business in terms of CSR strategy as most of the documents are confidential. The main goal of our study was to analyse the key strategic documents (mission and vision eventually) concerning CSR that contain value orientation, and thus legitimize its existence. Subsequently we determined if they involve values in relation to responsible business, respectively sustainability. Secondly, we compared these businesses with companies which do not use CSR as a strategic element of business and carry out random pro-social activities that do not produce compliance with the basic strategic orientation of the company.

Abstrakt: V teoretickej rovine existuje viacero výskumov, ktoré popisovali možné prístupy k formulovaniu stratégie zodpovedného podnikania. V praktickej rovine je problematické, nakoľko ide o dôverné informácie, jednoznačne popísať strategickú orientáciu podnikateľského subjektu vo vzťahu k CSR. Predmetom nášho záujmu boli základné strategické dokumenty (poslanie popríklad aj vízia), ktoré obsahujú hodnotovú orientáciu podnikateľského subjektu, legitimizujú zmysel jeho existencie, a preto ak zahŕňajú hodnoty vo vzťahu k zodpovednému podnikaniu, resp. udržateľnosti, nachádzajú svoj obraz následne aj v podnikovej stratégii, ktorá z nich bezprostredne vychádza. V porovnaní s nimi podniky, ktoré neprístupujú k CSR ako k strategickému prvku podniku realizujú náhodné prosociálne aktivity, ktoré nemusia vytvárať súlad so základnou strategickou orientáciou podniku.

Key words: Corporate Social Responsibility, CSR strategy, strategic management, corporate values.

Kľúčové slová: Spoločenská zodpovednosť podnikov, stratégia CSR, strategické riadenie, podnikové hodnoty.

JEL classification: D21, L21

Úvod

Spoločenská zodpovednosť podnikateľských subjektov patrí v súčasnosti medzi kľúčové prvky podnikových stratégií. Carroll (1983, p. 608) definoval spoločenskú zodpovednosť ako „...také správanie sa podniku, ktoré je ekonomicky výhodné, rešpektuje zákony, je etické a sociálne. Ak chceme byť spoločensky zodpovednými, znamená to, že ziskovosť a dodržiavanie zákona sú nevyhnutnými podmienkami podnikovej etiky, ako aj rozsah podpory spoločnosti, v ktorej podnik existuje a podporuje ju peniazmi, časom a talentom“. Strategické riadenie je komplexom vzájomne prepojených prvkov. V čase kedy Carroll publikoval svoj CSR model Igor Ansoff preskúmal spoločenský rozmer strategického riadenia a navrhol, aby bola podniková stratégia stratégiou popisujúcou interakciu firmy s jej okolím, a aby bola súčasťou firemnej, obchodnej a funkčnej úrovne strategického riadenia. Sociálny rozmer podnikovej stratégie je potrebný preto, aby sa posilnila spoločenská legitimita firmy, čo zavádza ďalšie premenné do strategického riadenia, ako sú nové spotrebiteľské postoje, nové rozmery sociálnej kontroly a predovšetkým otázky týkajúce sa úlohy firmy v spoločnosti

(Ansoff, 1979). Podniková kultúra reprezentuje súbor pravidiel, noriem a spôsobov, prostredníctvom ktorých podnik vykonáva svoje činnosti v oblasti plánovania, implementácie a následnej kontroly a spätnej väzby (Džupina, 2012). Bez ohľadu na to akú formu spoločenská zodpovednosť naberá, je dôležité, aby sa pozornosť sústredila na tvorbu spoločnej hodnoty (Rangan, Chase, Karim, 2012), podľa ktorej je úlohou podnikania tvorba hodnoty pre akcionárov, ale takým spôsobom, že zároveň vytvára hodnotu pre spoločnosť. Jedným z hlavných prvkov formulovania stratégie na najvyšších úrovniach podnikového riadenia sa v súčasnosti stáva komponent spoločenskej zodpovednosti (Pearce, Doh, 2005; Molteni, 2006), do ktorého jednotliví manažéri vkladajú vlastné, osobné hodnoty, ktoré je potrebné zosúladiť s očakávaniami stakeholderov. Spoločenská zodpovednosť sa tak za predpokladu dosiahnutia súladu medzi ekonomickými cieľmi podniku a rozvojom spoločnosti môže stať dôležitým zdrojom konkurenčnej výhody, ktorá poukazuje na to, ako firma využíva zdroje a spôsobilosti tak, aby prekonala konkurenčné firmy (Grant, 2008). Nevyhnutnou požiadavkou pre formulovanie efektívnej stratégie spoločenskej zodpovednosti je, aby sme vytvorili súlad medzi samotným podnikaním a aktivitami v oblasti angažovanosti podniku v spoločnosti (Porter, Kramer, 2006). Úlohou stratégie je zosúladiť rôznorodé aktivity tak, aby boli v súlade s podnikovou stratégiou a kmeňovými schopnosťami, na ktorých je možné budovať konkurenčnú výhodu (Smith, 2003), ktorá bude cenná, vzácna, nenapodobiteľná a nenahraditeľná (Barney, 1991). Dimenzia spoločenskej zodpovednosti obsiahnutá v podnikovej vízii tak následne ovplyvňuje všetky nasledujúce kroky a rozhodnutia, pretože vnáša tento prvok etiky a zodpovednosti do podnikových stratégií a cieľov a následne aj do cieľov nižších úrovní podnikového riadenia.

Materiál a metódy

Výskum sa orientoval na problematiku zodpovedného podnikania v kontexte strategického riadenia podniku. Nakoľko je možné uvedené súvislosti hodnotiť nepriamo, rozhodli sme sa ako primárny zdroj informácií využiť internetové stránky podnikateľských subjektov, ktoré sa zaradili do rebríčka podnikov v časopise Trend (Trend Top 2012). Výberový súbor pozostával zo 169 subjektov v sedemnástich odvetviach národného hospodárstva. Ako zdroj zberu údajov sme využili obsahovú analýzu, ktorou sme analyzovali základné podnikové strategické dokumenty (vízia, poslanie). Prostredníctvom štúdia dostupnej literatúry sme stanovili 27 rôznych dimenzií CSR (Džupina, Šramová, 2012), ktoré sme následne identifikovali vo víziách a poslaniach u sledovaných subjektov trhu. Ako metódu vyhodnotenia získaných údajov sme využili neparametrické testy, a to Mann-Whitneyho U test a Kolmogorov-Smirnov test. Testy sa používa pri porovnaní mediánov dvoch nezávislých vzoriek a odpovedajú na otázku, či je rozdiel priemerov poradí dvoch skupín štatisticky významný, alebo iba náhodný. Pre $p < 0,05$ znamená, že medzi poradovou premennou a binárnou premennou existuje štatisticky významný vzťah (Field, 2005).

Výsledky a diskusia

Základným výskumným problémom bolo zistiť, či sa podnikateľské subjekty bez zjavnej strategickej orientácie (absencia podnikových hodnôt zameraných na zodpovedné podnikanie) angažujú v jednorazových aktivitách (ad hoc CSR) bez zjavného strategického súladu v porovnaní s tými, ktoré explicitne formulovali svoje základné strategické dokumenty, a teda orientujú svoje aktivity v oblasti CSR dlhodobo, ako súčasť svojich podnikových stratégií (orientácia na zákazníka, rovnosť záujmových skupín, humanizácia pracovného prostredia, podniková pracovná klíma atď.). Predpokladali sme, že podniky v ktorých absentujú akékoľvek strategické dokumenty (poslanie, vízia, hodnoty) vo zvýšenej miere využívajú

dimenzie podnikovej filantropie a dobrovoľníctva, ktoré sa v súčasnosti, i keď nesprávne, zamieňajú s konceptom zodpovedného podnikania.

Tab. 1: Dimenzie zodpovedného podnikania

Kód SPSS	Dimenzia	Početnosť výskytu (n)	
		A	B
1.	Ekologická výroba a produkty (ISO 14000, EMAS)	16	45
2.	Šetrenie a ochrana prírodných zdrojov	14	25
3.	Obmedzovanie negatívnych dopadov na životné prostredie	13	65
4.	Podniková filantropia sponzoring	12	1
5.	Ekologická firemná politika a kultúra	11	21
6.	Podnikové dobrovoľníctvo	9	45
7.	Investície do „čistých“ technológií	9	15
8.	Princípy etického správania	7	21
10.	Vzdelávanie a rekvalifikácie	6	44
9.	Kvalita a bezpečnosť produktov a služieb	6	35
11.	Zdravie a bezpečnosť zamestnancov	5	2
12.	Zamestnanecká politika	5	46
13.	Corporate governance	4	16
14.	Vzťahy so zákazníkmi	4	23
15.	Transparentnosť	4	18
16.	Etika podnikania a marketingu	4	40
17.	Humanizácia práce	4	23
18.	Ziskovosť	3	36
19.	Boj proti korupcii	3	3
20.	Antidiskriminačná politika	3	19
21.	Work-life balance	3	36
22.	Rovnaké pracovné príležitosti	3	22
23.	Partnerský vzťah so stakeholdermi	3	48
24.	Dobré vzťahy s obchodnými partnermi (fair trade)	2	11
25.	Dodržiavanie ľudských práv	2	23
26.	Priateľská podniková klíma	2	21
27.	Čestný konkurenčný boj	1	37

Prameň: autor (spracované v programe SPSS 20.0)

poznámka: A – dimenzie podnikov bez strategického dokumentu; B – dimenzie podnikov so strategickým dokumentom

Tabuľka 1 zobrazuje poradie jednotlivých dimenzií zodpovedného podnikania tak, ako sa umiestnili v závislosti od ich výskytu vo výberovom súbore. Išlo o podniky, u ktorých manažmenty neformulovali žiadny zo základných strategických dokumentov (vízia, poslanie poprípade explicitne formulované podnikové hodnoty). Absencia strategickej orientácie v podniku sa prejavuje aj v oblasti formulovania a implementácie vhodných spoločensky zodpovedných politík, ktoré tak nevytvárajú strategický súlad so stratégiou podniku. Výsledkom sú aktivity v oblasti spoločenskej zodpovednosti, ktoré neprinášajú podniku žiadnu konkurenčnú výhodu a možno ich preto považovať za neefektívne vynakladanie finančných prostriedkov. Otáznou následne ostáva aj vnímaná úprimnosť takýchto krokov manažérov podniku, ktorí namiesto cielenej a dlhodobo premyslenej stratégie CSR podporujú príležitostné, náhodné spoločenské ciele. V prípade analyzovaného súboru sa to prejavilo v zložení najčastejšie komunikovaných dimenzií spoločenskej zodpovednosti. Tabuľka zobrazuje príslušné dimenzie CSR komunikované podnikateľskými subjektmi, ktoré explicitne neartikulovali svoje smerovanie, zmysel podnikania, poprípade základné princípy,

ktorými sa riadi. Až 55 subjektov spomedzi všetkých podnikov (32,54 %) nekomunikuje svoje smerovanie, ale taktiež vôbec nekomunikuje žiadnu z CSR aktivít. Všetky z 55 podnikov nevenujú žiadnu pozornosť v súčasnosti tak citlivej téme, akou je angažovanosť podniku v komunite, čím by samotné prispeli k ich rozvoju, poprípade celých regiónov, na ktorých sú bezprostredne závislé. Spomedzi tých, ktoré sa angažovali v oblasti zodpovedného podnikania dominujú na prvých miestach dimenzie týkajúce sa oblasti ochrany životného prostredia. Dimenzie sa dotýkali takých kategórií akými sú ekologická výroba, šetrenie a ochrana prírodných zdrojov poprípade eliminácia negatívnych dopadov činností podnikov na životné prostredie. V šiestnástich prípadoch disponovali podniky (18,6 %) certifikátmi ISO, ktoré sa týkajú práve ekologicky orientovaného podnikového riadenia kde patria všetky aktivity firemného manažmentu zamerané na ochranu životného prostredia. Predstavujú zložku celkového riadiaceho systému, ktorý využíva organizačné štruktúry, činnosti, zodpovednosť, praktiky, postupy, procesy a zdroje pre stanovenie a implementáciu ekologickej politiky. V súčasnosti rastie celkové povedomie podnikateľskej sféry o potrebe zodpovednosti voči životnému prostrediu, čoho dôkazom je aj dominancia uvedených dimenzií, a to jednak podnikov, ktoré artikulovali svoje aktivity, ako aj tých ktoré nezahrnuli otázky CSR do svojich základných podnikových hodnôt. V porovnaní s podnikmi, ktoré disponujú odkazmi na CSR vo svojich základných strategických dokumentoch, má skupina podnikov bez strategickej CSR orientácie tendenciu definovať podnikovú zodpovednosť prostredníctvom podnikovej filantropie a dobrovoľníctva (4. a 6. miesto spomedzi všetkých dimenzií). Pri analýze internetových stránok skúmaných subjektov sme sa často (jedna štvrtina všetkých prípadov) stretávali s tým, že bolo zodpovedné podnikanie často brané, ako synonymum sponzoringu, a teda len ako určitú formu podnikovej marketingovej komunikácie. Tento prístup je však v príkrom rozpore s tým, čo je naozaj možné považovať za zodpovedné podnikanie, ktoré je založené na princípoch udržateľnosti.

Podnikateľské subjekty, ktoré jasne formulovali podnikové poslanie, víziu a v rámci nich podnikové hodnoty týkajúce sa zodpovedného podnikania vo zvýšenej miere formulovali stratégie a politiky CSR v oblastiach, ktoré sú pre podnik dlhodobejšej povahy a pre dosiahnutie podnikateľského úspechu kľúčové. Absolútne dominantnou bola orientácia podnikov zameraná na vysokú kvalitu produktov a služieb (78,31%), čo úzko súvisí s prehlbovaním a skvalitňovaním vzťahov so zákazníkmi (55,42). Dôležitú pozíciu zastáva aj celkový partnerský vzťah s ostatnými záujmovými skupinami (54,22%). Z hľadiska troch pilierov udržateľnosti je v prípade podnikov, ktoré zahrnuli hodnoty súvisiace s CSR do svojich podnikových stratégií dominoval sociálny pilier. Naproti tomu u podnikov bez týchto hodnôt to bol v prevažnej miere environmentálna zodpovednosť. Sociálne otázky riešili podnikové manažmenty najmä vo vzťahu k zamestnancom podniku, ako významnej skupine stakeholderov. Uvedená skupina podnikov disponovala rozpracovanou zamestnaneckou politikou (43,37%). Bežným štandardom sa stávajú rekvalifikačné kurzy a kurzy pre zvýšenie kvalifikácie zamestnancov (43,37%), ako aj otázky týkajúce sa bezpečnosti a zdravia zamestnancov (34,94%). V porovnaní s prvou skupinou sa dimenzie dobrovoľníctva, filantropie, či sponzoringu umiestnili až na devätnástom a dvadsiatom mieste. Pre overenie toho, či sú uvedené rozdiely v poradí dimenzií CSR v dvoch nezávislých súboroch podnikov významné sme realizovali neparametrické testy (Kolmogorov-Smirnov Z test a Mann-Whitney U test), ktoré v prípade neparametrického testovania zodpovedajú tomu, čo je pre parametrické nezávislý t-test. Mann-Whitneyho test pracuje s rozdielmi v pozíciách dosiahnutých hodnôt v rôznych skupinách. Jednotlivým hodnotám priraduje hodnoty v závislosti od poradia, a to od najnižších po najvyššie. Logicky preto z toho vyplýva, že skupina, ktorá dosahuje najnižší priemer je skupinou, v ktorej sú dosiahnuté v porovnaní s druhou skupinou nižšie hodnoty. V našom prípade je to skupina podnikov, ktoré neformulovali podnikové hodnoty (21,39 v porovnaní s 45,61).

Tab. 2: Testovacie štatistiky

	Dimenzie CSR
Mann-Whitney U	145,000
Wilcoxon W	706,000
Z	-5,131
Asymp. Sig. (2-tailed)	,000
Exact Sig. (2-tailed)	,000
Exact Sig. (1-tailed)	,000
Point Probability	,000

Prameň: vlastné spracovanie v programe SPSS 20.0

Najdôležitejším údajom je údaj o štatistickej významnosti testu, v ktorom nás zaujímala obojstranná pravdepodobnosť. V našom prípade môžeme poukázať na vysoký stupeň štatistickej významnosti ($p < 0,01$). Hodnoty priemerov poukazujú na to, že skupina podnikov so strategickou orientáciou dosahuje v priemere významne vyššie hodnoty pri jednotlivých dimenziách CSR (45,61) ako tie, ktoré sú bez zjavnej strategickej orientácie (21,39). Z toho jednoznačne vyplýva, že v prípade nášho výberového súboru, v ktorom sme sledovali nezávislé skupiny sa podniky, ktoré zapracovali podnikové hodnoty, týkajúce sa zodpovedného podnikania do svojich podnikových stratégií líšia od tých, ktoré tieto hodnoty explicitne neartikulovali. Rovnako, ako v predchádzajúcich prípadoch je nevyhnutné stanoviť veľkosť vplyvu sledovanej premennej. To dosahujeme prostredníctvom štandardizovanej metriky, ktorá meria silu analyzovaného vzťahu podľa nasledujúceho vzorca, kde Z je hodnota vypočítanej štatistiky (-5,131) a N je celkový počet premenných (66).

$$r = \frac{Z}{\sqrt{N}} = \frac{-5,131}{\sqrt{66}} = -0,631$$

V našom konkrétnom prípade sme dosiahli hodnotu koeficientu, ktorá poukazuje na veľmi vysokú silu vzťahu (z hranicu sa považuje hodnota 0,5). Na základe zistených výsledkov tak môžeme predpokladať, že existujú reálne, štatisticky významné rozdiely medzi sledovanými skupinami podnikov, a preto môžeme konštatovať, že podniky s dlhodobou, strategickou orientáciou formulujú svoje stratégie v súlade s hodnotami, ktoré súvisia s podnikovou udržateľnosťou a na druhá skupina pracuje viac s dimenziami, ktoré vychádzajú viac z krátkodobého, ad hoc prístupu (filantropia, darcovstvo, sponzoring).

Záver

V súčasnosti existuje množstvo korporácií, kde sú aktivity spoločenskej zodpovednosti stále realizované na úrovni individuálnych manažérov podnikov. Vychádzajú z ich individuálnych, parciálnych záujmov. V týchto prípadoch sú to najmä ad hoc CSR aktivity, ktorými odpovedáme na akútne výzvy spoločnosti smerom k našej organizácii. Nemajú strategickú povahu, ale sú vždy reakciou na aktuálny problém. Výsledkom je, že organizácia nemá koncepciu, ktorá by zabezpečovala strategický súlad medzi spoločenskou výzvou a strategickým smerovaním podniku. Pokiaľ chceme, aby boli tieto aktivity vnímané ako úprimné, mal by manažment formulovať vhodnú CSR stratégiu na najvyššej úrovni podniku, čo znamená, že by sa táto mala stať súčasťou podnikovej vízie, poslania, tým aj podnikovej filozofie, ako aj podnikových hodnôt. Prostredníctvom vzájomných vzťahov v procese strategického riadenia sa tejto novej skutočnosti následne prispôbuje aj podniková kultúra, ako spôsob, prostredníctvom ktorého sa v organizácii riadia jednotlivé procesy. Pokiaľ máme vytýčené ciele, jednak na úrovni podniku a z nich vyplývajúce ciele v oblasti CSR,

manažment podniku vie na aké metriky sa zamerať a následne vyhodnotiť jednak to, na aké spoločenské výzvy odpovedať, ale taktiež to, či táto odpoveď bola adekvátne z hľadiska dlhodobého smerovania podniku a zároveň aj z pohľadu tvorby hodnoty pre stakeholderov, ktorých sa tento problém dotýkal. Organizácie by mali k stratégii CSR pristupovať rovnako, ako pristupujú k voľbe obchodných partnerov. Angažovanie sa v sociálnych a spoločenských problémoch musí organizácii priniesť požadovanú hodnotu, rovnako ako musí prispieť túto hodnotu aj ostatným zainteresovaným stranám.

Literatúra

- [1] ANSOFF, H. I. (1979). THE CHANGING SHAPE OF THE STRATEGIC PROBLEM (WORKING PAPER). BRUSSELS: EUROPEAN INSTITUTE FOR ADVANCED STUDIES IN MANAGEMENT., VOL. 77 (12).
- [2] BARNEY, J. B. (1991). FIRM RESOURCES AND SUSTAINED COMPETITIVE ADVANTAGE. JOURNAL OF MANAGEMENT(17), 99-120.
- [3] CARROLL, A. B. (1983, JULY 15). CORPORATE SOCIAL RESPONSIBILITY: WILL INDUSTRY RESPOND TO CUTBACKS IN SOCIAL PROGRAM FUNDING? VITAL SPEECHES OF THE DAY(49), 604-608.
- [4] DŽUPINA, M. (2012). APLIKÁCIA STRATEGICKÉHO RIADENIA V PODMIENKACH VYBRANÝCH SLOVENSKÝCH PODNIKOV. NITRA: UNIVERZITA KONŠTANTÍNA FILOZOFA V NITRE. ISBN 978-80-558-0138-4.
- [5] DŽUPINA, M., ŠRAMOVÁ B. (2012). VYMEDZENIE DIMENZIÍ CSR SLUŽIACICH K POSÚDENIU MIERY SPOLOČENSKEJ ZODPOVEDNOSTI PODNIKOV. ZBORNÍK Z MEDZINÁRODNEJ VEDECKEJ KONFERENCIE : NOVÉ TRENDY V MARKETINGU - SPOLOČENSKÁ ZODPOVEDNOSŤ. - TRNAVA : FMK, 2012. s. 48-67. ISBN 978-80-8105-438-9.
- [6] FIELD, A. (2005). DISCOVERING STATISTICS USING SPSS. LONDON: SAGE PUBLICATIONS LTD. ISBN 978-0-7619-4451-5.
- [7] GRANT, R.M. (2008). CONTEMPORARY STRATEGIC ANALYSIS (6th. ed.). MALDEN: BLACKWELL PUBLISHING. ISBN 978-14-051-6308-8.
- [8] PEARCE, J. A., DOH, J. P. (2005). THE HIGH IMPACT OF COLLABORATIVE SOCIAL INITIATIVES. MIT SLOAN MANAGEMENT REVIEW, 46(3), 29-39.
- [9] PORTER, M. E., KRAMER, M. R. (2006). Strategy and Society: The Link Between Competitive Advantage and Corporate Social Responsibility. Harvard Business Review, 78-92.
- [10] RANGAN, K., CHASE, L. A., KARIM, S. (5. APRIL 2012). WHY EVERY COMPANY NEEDS A CSR STRATEGY AND HOW TO BUILD IT (WORKING PAPER). CIT. 12. AUGUST 2012. DOSTUPNÉ NA INTERNETE: HARVARD BUSINESS SCHOOL: WWW.HBS.EDU/RESEARCH/PDF/12-088.PDF

Adresa autorov:

Milan Džupina, Ing. PhD.
KMKaR FF UKF Nitra
Dražovská 4, 949 74 Nitra
mdzupina@ukf.sk

Ladislav Mura, Mgr. Ing. PhD.
KVPaVS FSV UCM Trnava
Bučianska 4/a, 9170 01 Trnava
ladislav.mura@gmail.com

Koeficient konkurencieschopnosti firmy v súbore firiem Coefficient of the competitiveness of the firm in the set of firms

Jozef Chajdiak

Abstract: Paper contains a proposal for calculating the coefficient competitiveness of business firms in the file of firms. The basis for calculating the coefficient of the difference in actual turnover and revenue model size of turnover. The calculation is illustrated in companies engaged in the production of wine in SR in 2010

Abstrakt: Príspevok obsahuje návrh výpočtu koeficienta konkurencieschopnosti pre firmu v súbore firiem. Základom pre výpočet koeficienta je rovnomerne normovaná hodnota rozdielu skutočných tržieb a modelovej veľkosti tržieb. Výpočet je ilustrovaný na firmách zaoberajúcich sa výrobou vína v SR v roku 2010.

Key words: competitiveness, coefficient of competitiveness, turnover, regression

Kľúčové slová: konkurencieschopnosť, koeficient konkurencieschopnosti, tržby, regresia.

JEL classification: F10

1. Úvod

Ekonomickú podstatu firmy predstavujú realizované tržby. Firma vo svojom výrobnom procese transformuje vstupné viazané zdroje na hotové výrobky alebo služby. Završením tohto procesu je predaj - transformácia týchto výrobkov alebo služieb na objem tržieb. Tržby sú ekonomickým cieľom výrobného procesu, sú ekonomickou podstatou, bázou, na ktorej sa pohybuje činnosť firiem. Tržby slúžia na ekonomické pokrytie nákladov – spotreby vstupných zdrojov (materiál, pracovná sila, majetok, ostatné zdroje), sú príjmovou čiastkou bilancie výsledku hospodárenia

Väčšie objemy tržieb znamenajú absolútne vyššiu produkciu, väčšiu veľkosť firmy. Slabým miestom takéhoto hodnotenia je, že nezohľadňuje objem viazaného a spotrebovaného majetku. Spotrebu pracovnej sily vyjadruje objem osobných nákladov na pracovnú silu. Neberie do úvahy intenzitu relatívnych ukazovateľov.

2. Súbor údajov

Súbor údajov predstavuje súbor n firiem, za ktoré zisťujeme hodnoty tržieb (Q), osobných nákladov (ON), majetku (MAJ) v určitom období. Vzhľadom k tomu, že z hodnôt sa môžu počítať aj logaritmy okrem formálnej matematickej požiadavky je tu aj neformálna ekonomická požiadavka na kladných hodnotách Q , ON a MAJ . Vstupné údaje a časť výsledkov je v tab.1. Údaje sú za firmy zaoberajúce sa výrobou vína v SR v roku 2010.

3. Konkurencieschopnosť

Konkurencieschopnosť je často používaný pojem s viacrozmerným výkladom dosiahnutých hodnôt. Predstavuje aj vzťah medzi analyzovanou firmou a okolím tejto analyzovanej firmy. Do tohto okolia analyzovanej firmy patria firmy, ktoré dokážu vyrobiť tie isté výrobky a služby ako analyzovaná firma, prípadne poskytovať/neposkytovať aj doplnujúce výrobky alebo služby.

Monopol na viazané výrobné zdroje, resp. dominantné postavenie firmy na trhu je vhodným faktorom konkurencieschopného vplyvu.

Praktickým prejavom konkurencieschopnosti firmy je objem realizovaných tržieb. Vo všeobecnosti vyšší objem tržieb znamená vyššiu mieru konkurencieschopnosti, nižší objem tržieb nižšiu mieru konkurencieschopnosti. Praktickým prejavom konkurencieschopnosti môže byť aj objem realizovanej pridanej hodnoty alebo objem zinkasovaného zisku.

Objem tržieb je priamo závislý od objemu práce, ktorý meriame priemerným evidenčným počtom zamestnancov (t.j. objemom vynaloženej práce). Vo všeobecnosti väčší objem spotrebovanej práce znamená väčší objem tržieb a menší objem spotrebovanej práce znamená menší objem tržieb. V podmienkach trhovej ekonomiky objem spotrebovanej práce môžeme merať objemom osobných nákladov. Vyšší objem spotreby osobných nákladov vo všeobecnosti znamená vyšší objem tržieb a nižší objem osobných nákladov znamená nižší objem tržieb.

Faktorom tvorby tržieb je aj objem majetku. Väčší objem majetku znamená potenciál pre tvorbu väčšieho objemu tržieb a naopak nižší objem majetku zvyčajne znamená nižší objem tržieb.

4. Koeficient konkurencieschopnosti

Jedným z numerických spôsobov vyjadrenia miery konkurencieschopnosti analyzovanej firmy v súbore firiem predstavuje nasledujúci postup.

Za časové obdobie máme súbor n firiem a chceme posúdiť mieru konkurencieschopnosti analyzovanej firmy i v tomto súbore firiem ($i = 1, 2, \dots, n$).

V prvom kroku je potrebné zistiť údaje o tržbách Q (použijeme verziu súčtu tržieb Q predaného tovaru (V01) a za vlastných výrobkov a služieb (V05)).

Za jednotlivé firmy súboru firiem zistíme objem osobných nákladov ON (V12) a objem majetku netto MAJ (S001).

Základ pre porovnávanie skutočnosti úrovne tržieb k modelovanej bázekej úrovni tržieb pre posúdenie konkurencieschopnosti vyjadríme vzťahom tržieb Q a osobných nákladov ON a objemom majetku MAJ budeme modelovať modelovým vzťahom (svojim spôsobom ekvivalent funkcie Cobb-Douglasa na firemnej úrovni)

$$Q = a \cdot ON^b \cdot MAJ^c$$

K odhadu parametrov a , b , c použijeme regresiu na základe zlogaritmovanej verziu uvedeného multiplikatívneho modelu

$$\ln(Q) = \ln(a) + b \cdot \ln(ON) + c \cdot \ln(MAJ) = 0,004065 + 1,117567 \cdot \ln(ON) + 0,01424 \cdot \ln(MAJ)$$

Po odhade regresných koeficientov a , b a c vypočítame rozdiely $\Delta \ln Q_i$ medzi skutočne napozovanými hodnotami $\ln Q_{SKUTi}$ a modelom vypočítanými hodnotami $\ln Q_{MODELi}$:

$$\Delta \ln Q_i = \ln Q_{SKUTi} - \ln Q_{MODELi}$$

Čím je rozdiel $\Delta \ln Q_i$ vyšší, tým je i -ta firma konkurencieschopnejšia.

Rozdiel $\Delta \ln Q$, ktorý vo všeobecnosti nadobúda hodnoty od $-\infty$ po $+\infty$. Majme minimálny ($\Delta \ln Q_{\min}$) a maximálny ($\Delta \ln Q_{\max}$) bod a údaje za súbor n -firiem rovnomerne znormujeme a dostaneme hodnoty koeficienta konkurencieschopnosti podľa tržieb $KK_{Q,i}$ pre i -tu firmu:

$$KK_{Q,i} = \frac{\Delta \ln Q_i - \Delta \ln Q_{\min}}{\Delta \ln Q_{\max} - \Delta \ln Q_{\min}}, i = 1, 2, \dots, n$$

5. Regresia

K výpočtom parametrov základného modelového vzťahu môžeme použiť excel a jeho nástroj Regression (Údaje/Data Analysis/Regression – nástroje musia byť inštalované). V stĺpiku A máme hodnoty premennej ID identifikácia pozorovania), v stĺpcoch B, C a D hodnoty objemu tržieb Q , objemu osobných nákladov ON a objemu majetku MAJ za 38 vinárskych firiem SR v roku 2010. Do súboru boli zahrnuté len firmy s kladným objemom tržieb, osobných nákladov a majetku. V stĺpcoch E, F a G sú prirodzené logaritmy ($\ln$) objemu tržieb, osobných nákladov a majetku. K výpočtu parametrov regresnej rovnice excel

používa nástroj Regression. K výpočtu modelových hodnôt objemu logaritmu tržieb ($LN Q_{MODEL}$) odhadnuté parametre na obr.1.

Výstup riešenia modelu $Q = a \cdot ON^b \cdot MAJ^c$

vo verzii

$LN(Q) = LN(a) + b \cdot LN(ON) + c \cdot LN(MAJ)$

je na obr. 1.

	K	L	M	N	O	P	Q	R	S
1	SUMMARY OUTPUT								
2									
3	Regression Statistics								
4	Multiple R	0,903638							
5	R Square	0,816561							
6	Adjusted R Square	0,806079							
7	Standard Error	1,136728							
8	Observations	38							
9									
10	ANOVA								
11		df	SS	MS	F	Significance F			
12	Regression	2	201,3161	100,658	77,89961	1,29E-13			
13	Residual	35	45,22528	1,292151					
14	Total	37	246,5414						
15									
16		Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%	Lower 95,0%	Upper 95,0%
17	Intercept	0,004065	1,013993	0,004009	0,996824	-2,05445	2,062581	-2,05445	2,062581
18	lnON	1,117567	0,175515	6,367361	2,54E-07	0,761253	1,473881	0,761253	1,473881
19	LNMAJ	0,01424	0,148173	0,096107	0,923984	-0,28657	0,315048	-0,28657	0,315048

Obr.1

Výstup je pomerne rozsiahly. Je však zaujímavá časť výstupu s odhadom parametrov regresnej rovnice (Coefficients - vľavo dole, časť odhad parametrov) a hodnota R-Square (R^2) špecifikujúca podiel regresným modelom vysvetlenej variability.

Odhadnuté parametre regresného modelu sme použili na výpočet objemu prirodzených logaritmov tržieb $LN Q_{MODELi}$ pre jednotlivé firmy a tie sme využili na výpočet koeficientu konkurencieschopnosti.

Záver

Konkurencieschopnosť je významným aspektom ekonomického života firiem – uvedený postup umožňuje usporiadať súbor firiem podľa dosiahnutej konkurencieschopnosti, naznačiť miesto analyzovanej firmy v tomto súbore firiem. Uvedený postup umožňuje kvantitatívne analyzovať dosiahnutú úroveň konkurencieschopnosti v rámci hraníc vymedzených súborom firiem.

Literatúra

- [1] Chajdiak J.: Štatistika jednoducho v Exceli . Bratislava, Statistika 2011, ISBN 978-80-85659-74-0, 342 strán
- [2] Chajdiak, J.: Ciele a meranie ekonomiky firmy. Bratislava, Statistika 2009, ISBN 978-80-85659-56-6, 72 strán
- [3] www.statistics.sk

Tab.1

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1	ID	Qskut	V12	S001	lnQ	lnON	LNMAJ	Qmodel	deltaQ	KK
2	1	26903150	1829710	29869932	17,1	14,4	17,2	16,4	0,74	0,657
3	2	12135502	1358462	13680128	16,3	14,1	16,4	16,0	0,29	0,580
4	3	2717903	410015	2938251	14,8	12,9	14,9	14,7	0,16	0,557
5	4	2576512	201354	6983945	14,8	12,2	15,8	13,9	0,88	0,681
6	5	1956953	817470	6274899	14,5	13,6	15,7	15,4	-0,95	0,369
7	6	1649700	241623	2174996	14,3	12,4	14,6	14,1	0,25	0,574
8	7	1350806	96062	4838742	14,1	11,5	15,4	13,0	1,07	0,713
9	8	1317340	168020	2706932	14,1	12,0	14,8	13,7	0,43	0,604
10	9	1277796	92109	1945757	14,1	11,4	14,5	13,0	1,08	0,714
11	10	822244	13927	705203	13,6	9,5	13,5	10,9	2,76	1,000
12	11	477379	289640	9466700	13,1	12,6	16,1	14,3	-1,21	0,325
13	12	462668	66379	355329	13,0	11,1	12,8	12,6	0,45	0,607
14	13	367407	99067	460692	12,8	11,5	13,0	13,0	-0,23	0,491
15	14	308768	151885	3355185	12,6	11,9	15,0	13,6	-0,91	0,376
16	15	256846	140787	2326464	12,5	11,9	14,7	13,5	-1,01	0,360
17	16	232787	14528	453870	12,4	9,6	13,0	10,9	1,46	0,779
18	17	215763	102421	2329274	12,3	11,5	14,7	13,1	-0,82	0,391
19	18	172129	20824	330860	12,1	9,9	12,7	11,3	0,76	0,660
20	19	130204	11908	8612	11,8	9,4	9,1	10,6	1,16	0,727
21	20	128911	64861	378414	11,8	11,1	12,8	12,6	-0,80	0,394
22	21	126227	135594	573077	11,7	11,8	13,3	13,4	-1,65	0,250
23	22	110289	11094	24980	11,6	9,3	10,1	10,6	1,05	0,710
24	23	87801	45979	369716	11,4	10,7	12,8	12,2	-0,80	0,395
25	24	84514	7309	64106	11,3	8,9	11,1	10,1	1,24	0,742
26	25	61288	5012	561703	11,0	8,5	13,2	9,7	1,31	0,753
27	26	41707	10051	101419	10,6	9,2	11,5	10,5	0,17	0,560
28	27	30748	15332	43314	10,3	9,6	10,7	10,9	-0,59	0,430
29	28	24050	19254	983056	10,1	9,9	13,8	11,2	-1,14	0,337
30	29	22795	2812	85067	10,0	7,9	11,4	9,0	0,99	0,700
31	30	18437	2862	28065	9,8	8,0	10,2	9,0	0,78	0,663
32	31	16587	9479	8093	9,7	9,2	9,0	10,4	-0,65	0,420
33	32	12498	6371	66233	9,4	8,8	11,1	10,0	-0,52	0,443
34	33	8000	2591	256742	9,0	7,9	12,5	9,0	0,02	0,535
35	34	3289	2170	21955	8,1	7,7	10,0	8,7	-0,63	0,423
36	35	3016	1730	14992	8,0	7,5	9,6	8,5	-0,46	0,452
37	36	1829	950	1591	7,5	6,9	7,4	7,8	-0,26	0,487
38	37	640	4422	1213333	6,5	8,4	14,0	9,6	-3,12	0,000
39	38	365	552	4179	5,9	6,3	8,3	7,2	-1,28	0,314
40	MIN								-3,12	
41	MAX								2,76	

Adresa autora:

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

Vazovova 5, Bratislava, jozef.chajdiak@stuba.sk

Príspevok bol vypracovaný v rámci riešenia úlohy VEGA č. 1/1164/12 "Možnosti uplatnenia informačných a komunikačných technológií na zvyšovanie efektívnosti medzinárodnej spolupráce malých a stredných podnikov SR v oblasti inovácií" a úlohy VEGA č. 1/0335/13: "Štatistická analýza vybraných ukazovateľov konkurencieschopnosti na súbore podvojne účtujúcich podnikov SR.

Analýza postoja Slovákov k výške finančného rizika pri investovaní

Analysis of the attitude of Slovaks to the financial risk in investing

Mária Jurečková, Iveta Molnárová

Abstract: Most of the people in Slovakia still does not consider investing as a common part of their lives. One of the likely reasons is the avoidance of risk, that represent inherent part of any investment activity. This article focuses on the attitude of Slovak public to financial risks and analyses selected factors, which determine them. It further illustrates the possibilities of application of statistical methods for the processing of data gathered within the HFCS project.

Key words: financial risk, investment, χ^2 - test of independence, Pearson contingency coefficient

Kľúčové slová: finančné riziko, investovanie, χ^2 - test nezávislosti, Pearsonov kontingenčný koeficient

JEL classification: C10, D12.

Úvod

“Household Finance and Consumption Survey” (HFCS) je európsky projekt koordinovaný Európskou centrálnou bankou (ECB), do ktorého sa prvýkrát v roku 2010 zapojilo i Slovensko.¹ Pod gesciou Národnej banky Slovenska (NBS) bol zrealizovaný prieskum o finančnej situácii a spotrebe domácností, na ktorom sa zúčastnilo viac ako 2000 slovenských domácností. Cieľom tohto prieskumu, ktorý HFCS uskutočňuje každé tri roky, bolo získať spoľahlivé informácie o ich aktívach, pasívach, príjmoch aj výdavkoch. Otázky prieskumu zachytávajú demografiu, vlastníctvo hmotných aktív, finančné aktíva, pôžičky, zamestnanie, príjem, spotrebu, budúce penzijné nároky, medzigeneračné prevody a dary domácností. V minulom roku NBS zverejnila výsledky prieskumu, ktoré boli zamerané prevažne na finančné a reálne aktíva, pasíva a celkovú bilanciu domácností. Pre maximálne využitie získaných údajov ponúkla za účelom ďalšieho štatistického spracovania a nekomerčného empirického výskumu anonymizovanú databázu. Cieľom tohto príspevku je analýza faktorov, ktoré ovplyvňujú postoj Slovákov k výške finančného rizika pri investovaní na základe údajov z prieskumu, ktoré poskytla NBS.

1. Zdroje a metodika výskumu

Slovenská HFCS databáza obsahuje 2 057 domácností, ktoré boli vybrané pomocou kvótného výberu tak, aby bola vzorka reprezentatívna nielen na úrovni celej krajiny, ale i jednotlivých krajov. Slovensko bolo rozdelené na 40 strát na základe územného členenia (8 krajov) a veľkosti mesta/obce (5 veľkostných skupín). Následne boli v každej strate náhodne vybrané jednotlivé domácnosti tak, aby v každom kraji napĺňali predpísané kvóty. Tie boli stanovené na základe rozdelenia domácností podľa ich disponibilného mesačného príjmu. Dáta prešli dôkladnou editáciou, ktorá odstránila všetky chyby a nekonzistencie. Všetkým domácnostiam boli priradené váhy, ktoré sa nakalibrovali na celkovú populáciu Slovenska. Zaručila sa tým reprezentatívnosť vzorky na úrovni celej krajiny. Na záver boli chýbajúce hodnoty dôležitých premenných imputované piatimi rôznymi hodnotami tak, aby sa zachovala

¹ Podrobné informácie o projekte HFCS sú na stránke ECB http://www.ecb.int/home/html/researcher_hfcn.en.html

pôvodná štruktúra dát a vzájomné distribučné vlastnosti premenných [3]. Z tohto dôvodu sme pracovali so súborom, ktorý mal 10285 prvkov.

Z otázok, ktoré boli v rámci prieskumu položené respondentom, sme pre naše účely spracovali odpovede na nasledujúcu otázku.

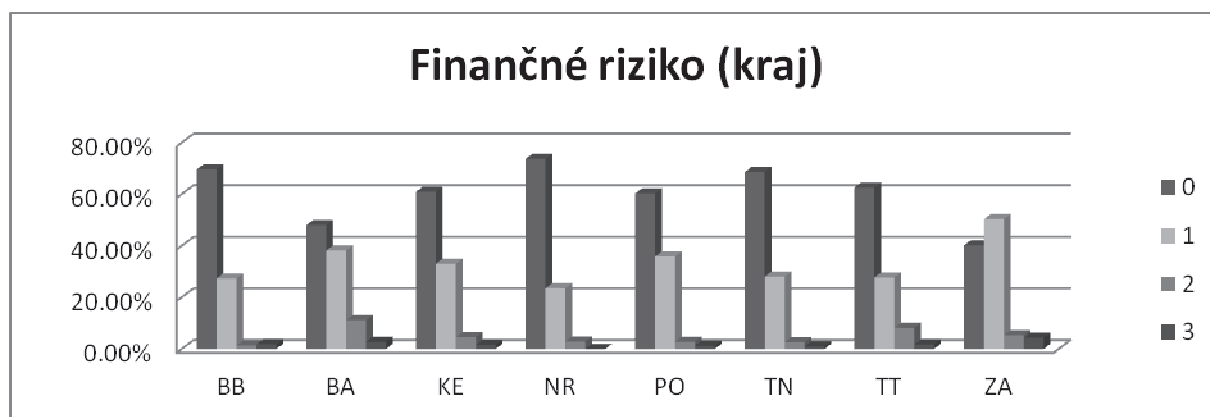
Ktorá z nasledujúcich odpovedí sa najviac približuje popisu výšky finančného rizika, ktoré ste ochotný prevziať pri sporení a investovaní?

- a) Nie som ochotný/á riskovať s financiami (označenie 0)
- b) Preberám priemerné finančné riziká a očakávam, že získam priemerné výnosy (označenie 1)
- c) Preberám nadpriemerné finančné riziká a očakávam, že získam nadpriemerné výnosy (označenie 2)
- d) Preberám značné finančné riziká a očakávam, že získam značné výnosy (označenie 3)

Z faktorov, o ktorých sa dá predpokladať, že ovplyvňujú postoj k finančnému riziku pri investovaní a boli sledované v rámci uskutočneného prieskumu, sme vybrali premenné kraj, veľkosť obce/mesta, výška príjmu domácnosti, počet členov domácnosti a predpoklady budúceho príjmu. Na základe prvej analýzy, použitím kontingenčných tabuliek a grafov, sme vyšetřovali závislosť použitím χ^2 - testu a v prípade potvrdennej závislosti jej intenzitu pomocou Pearsonovho kontingenčného koeficienta [1], [2].

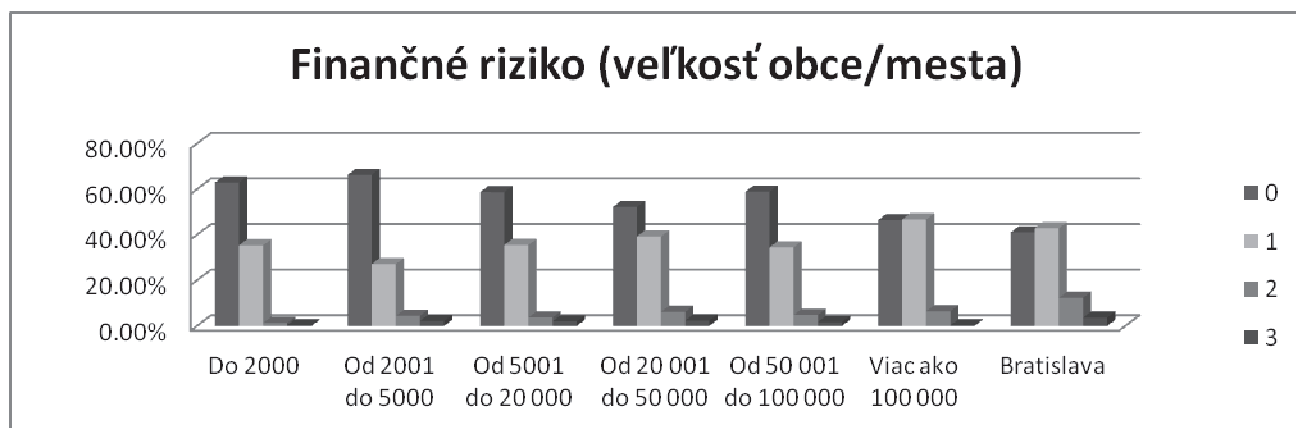
2. Výsledky analýzy

Za účelom vyšetřenia závislosti postoja Slovákov k výške finančného rizika pri investovaní sme na základe informácií o referenčných osobách spracovali grafy, ktoré nám umožnia odhaliť závislosť kategoriálnych premenných. Na obr. 1 môžeme sledovať, aké riziko pri investovaní pripúšťajú domácnosti v jednotlivých krajoch Slovenska. Najväčšiu ochotu riskovať v oblasti investovania financií prejavili obyvatelia Žilinského kraja. Iba 40% sa vyjadrilo, že nie sú ochotní riskovať. Najsilnejší negatívny postoj je v Nitrianskom kraji, kde viac ako 73% odmietlo ísť do finančného rizika a iba necelých 24% sa vyjadrilo, že sú ochotní prebrať priemerné riziko. To je najmenej zo všetkých krajov. Viac ako 50% domácností Žilinského kraja vyjadrilo pozitívny postoj k priemernému riziku, čo je najviac zo všetkých krajov. V tomto kraji je prekvapujúco najvyšší i podiel tých, ktorí sú ochotní ísť do značného finančného rizika s očakávaním značných výnosov. Bratislavský kraj dominoval v kategórii nadpriemerného rizika.



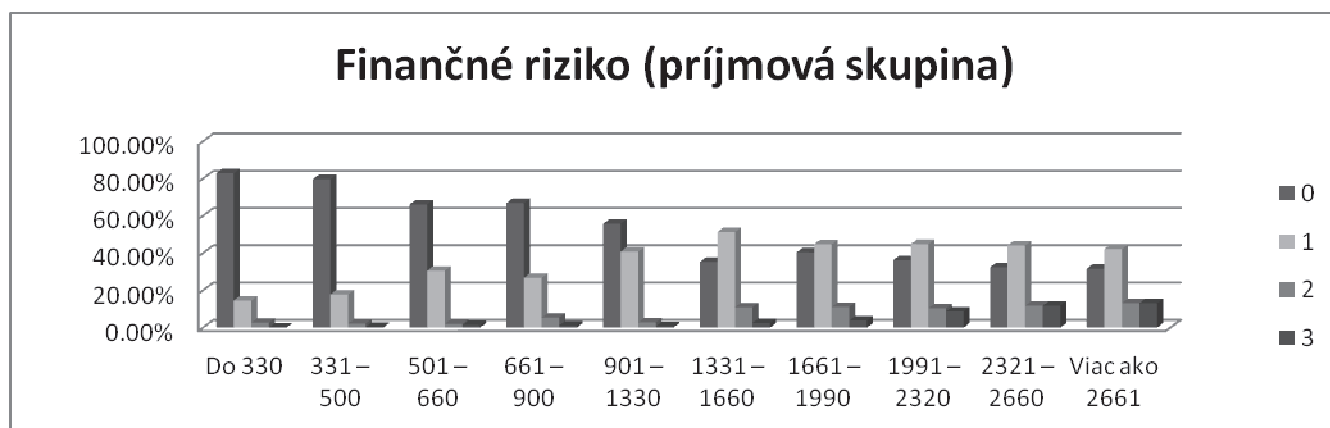
Obrázok 1: Postoj k výške finančného rizika pri investovaní v závislosti od kraja

Z pohľadu veľkostí obcí/miest (obr. 2) je viac ako 60% neochota riskovať v prípade malých obcí (do 5000 obyvateľov). Obyvatelia veľkých miest (nad 100000 obyvateľov) sú najprístupnejší k priemerným finančným rizikám. V Bratislave až 15% domácností pripúšťa nadpriemerné až značné riziká, čo je podľa očakávania najviac zo všetkých kategórií. Pre porovnanie, v rámci celého Slovenska takýto stupeň finančného rizika pripúšťa menej ako 7% domácností.



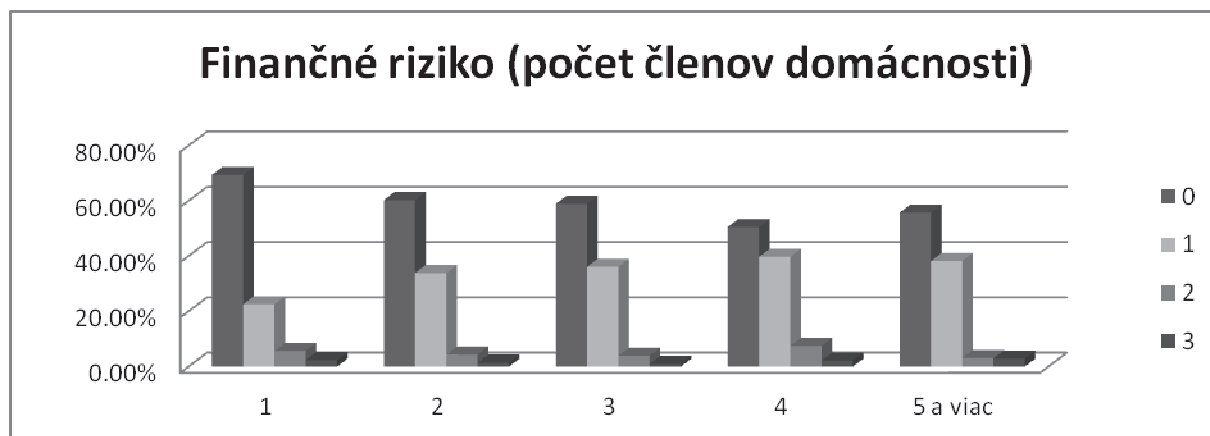
Obrázok 2: Postoj k výške finančného rizika pri investovaní v závislosti od veľkosti obce/mesta

V prípade sledovania postoja domácností k finančnému riziku v závislosti od výšky príjmu (obr. 3) nás neprekvapí viac ako 66 % neochota riskovať, ak príjem domácnosti je menší ako 900 Eur. Do priemerných finančných rizík idú najčastejšie domácnosti, ktorých príjem je v kategórii 1331-1660 Eur. Viac ako 20% domácností, s príjmom nad 2320 Eur pripúšťa nadpriemerné až značné riziká.



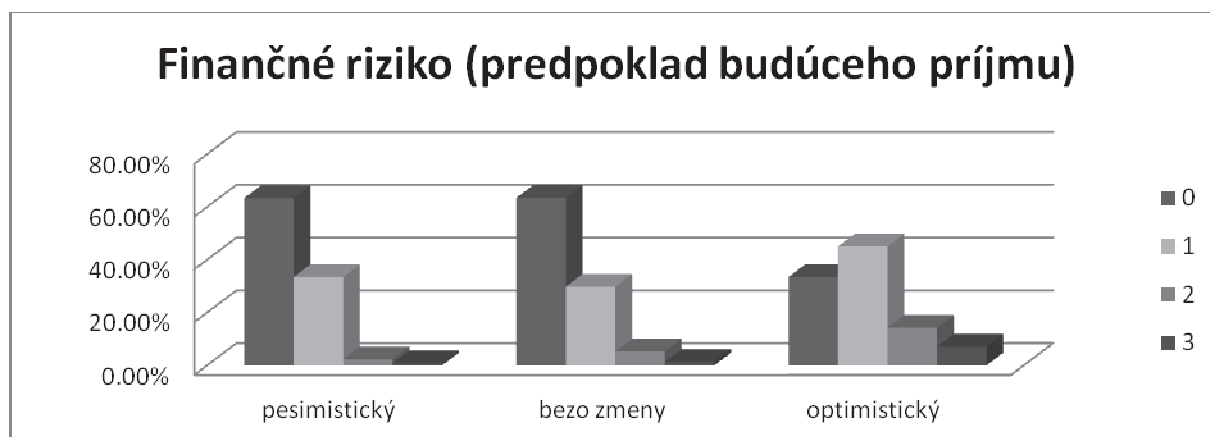
Obrázok 3: Postoj k výške finančného rizika pri investovaní v závislosti od príjmovej skupiny

Ak skúmame závislosť postoja od veľkosti domácnosti (obr. 4), môžeme konštatovať, že štvorčlenné domácnosti sú najprístupnejšie k priemerným až nadpriemerným rizikám. Tento postoj potvrdila takmer polovica z nich. Najopatrnejšie sú jednočlenné domácnosti, z ktorých takmer 70% nie je ochotných riskovať s financiami.



Obrázok 4: Postoj k výške finančného rizika pri investovaní v závislosti od veľkosti domácnosti

Jedna z anketových otázok sa týkala očakávaní respondenta v súvislosti s vývojom jeho príjmu v nasledujúcom období. Zaujímalo nás, do akej miery očakávania vývoja príjmu ovplyvňujú jeho postoj k finančnému riziku. Z prieskumu vyplýva (obr. 5), že v prípade domácností, ktoré očakávajú pokles, resp. nezmenený stav v porovnaní s cenami tovarov a služieb, viac ako 63% nie je ochotných riskovať. V prípade optimistov, t.j. tých, ktorí predpokladajú nárast príjmu v porovnaní s cenami tovarov a služieb, je až 66% ochotných prijať riziko.



Obrázok 5: Postoj k výške finančného rizika pri investovaní v závislosti od budúceho príjmu

Na základe uvedenej analýzy výsledkov uskutočneného prieskumu je možné vysloviť hypotézy, že postoj slovenských domácností k výške finančného rizika závisí od kraja, resp. veľkosti obce, v ktorej sa nachádza, od príjmu a veľkosti domácností, a tiež od ich očakávaní v súvislosti s budúcim príjmom.

Na overenie našich hypotéz sme použili štatistickú metodológiu zameranú na analýzu údajov. Konkrétne Pearsonov χ^2 - test na vyšetrenie závislosti a Pearsonov kontingenčný koeficient na určenie jej intenzity.

Pearsonov kontingenčný koeficient C sme počítali podľa vzťahu
$$C = \sqrt{\frac{\chi^2}{\chi^2 + n}}$$

kde χ^2 je hodnota testovacej štatistiky použitá v χ^2 - teste ako testovacie kritérium a n je

rozsah výberu. Tento koeficient nadobúda hodnoty z intervalu $(0; \sqrt{\frac{q-1}{q}})$, kde

$q = \min(R, S)$ a R, S sú počty kategórií testovaných faktorov. Čím väčšiu hodnotu nadobúda C , tým je závislosť silnejšia [2]. V prípade faktorov kraj, veľkosť obce, výška príjmu a počet členov domácnosti môže Pearsonov kontingenčný koeficient nadobúdať maximálnu hodnotu 0,866 a v prípade posledného sledovaného faktora hodnotu 0,707. Výpočet tohto koeficienta je zaujímavý z pohľadu porovnania intenzity závislosti v prípade vplyvu rôznych faktorov.

V nasledujúcej tabuľke sú uvedené p -hodnoty χ^2 - testu pre jednotlivé faktory a hodnoty Pearsonovho kontingenčného koeficienta.

Tabuľka 1: Výsledky chi-kvadrát testu a hodnoty Pearsonovho koeficienta

Faktor	p -hodnota	závislosť	Pearsonov koeficient	Intenzita závislosti
Kraj	3,9247E-120	áno	0,086542925	Veľmi malá
Veľkosť obce	2,79071E-87	áno	0,207900536	Veľmi malá
Výška príjmu	5,2649E-304	áno	0,357533091	Malá
Počet členov domácnosti	7,04089E-44	áno	0,150075472	Veľmi malá
Predpoklad budúceho príjmu	5,0693E-151	áno	0,254829528	Malá

Štatistické testovanie sme robili na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ a z uvedených výpočtov môžeme vzhľadom na p -hodnotu jednotlivých testov konštatovať, že sa vo všetkých prípadoch potvrdili hypotézy o vplyve uvedených faktorov na postoj Slovákov k výške finančného rizika pri investovaní.

3. Záver

Pre väčšinu Slovákov je investovanie stále veľkou neznámou. Ukazuje sa, že nízka tolerancia rizika na Slovensku stále pretrváva. To potvrdzuje i skutočnosť, že až 60% respondentov sa vyjadrilo, že nie sú ochotní ísť do investičného rizika. Z prieskumu tiež vyplynulo, že viac ako 90% domácností neinvestuje vôbec, alebo využíva len najjednoduchšie formy ako sú bežný a sporiaci účet. Len 7,25% domácností využíva popri nich aj iné formy investovania, t.j. nákup podielových fondov, dlhopisov, akcií alebo majú individuálny investičný účet. V príspevku sme analyzovali niektoré faktory, ktoré môžu vplývať na túto skutočnosť. Treba však poznamenať, že v mnohých prípadoch zohrávajú významnú úlohu i také faktory, ktorým nebola venovaná pozornosť v rámci prieskumu. V prípade, že sa prieskum na Slovensku opäť uskutoční, bude zaujímavé sledovať, či sa podiel Slovákov rizikovo averzných k investovaniu zmenil.

4. Literatúra

- [1] PECÁKOVÁ, I., 2008. Statistika v terénnych průzkumech. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-86946-74-0.
- [2] ŘEZÁNKOVÁ H. (2010) *Analýza dat z dotazníkových šetření*. Praha: Proffesional Publishing, ISBN978-80-7431-019-5
- [3] SENAJ, M., ZAVADIL, T. *Výsledky prieskumu finančnej situácie slovenských domácností*
http://www.nbs.sk/_img/Documents/PUBLIK/OP_12012_Senaj_Zavadil_hfcs.pdf

Adresa autorov:

Doc. RNDr. Mária Jurečková, PhD.
Bankovní institut vysoká škola, a.s.
Námestie slobody 3
974 01 Banská Bystrica
maria.jureckova@bivs.sk

RNDr. Iveta Molnárová, PhD.
Bankovní institut vysoká škola, a.s.
Námestie slobody 3
974 01 Banská Bystrica
iveta.molnarova@bivs.sk

Rodová nerovnosť v podmienkach neplatenej práce v domácnostiach SR – porovnanie výskumov

Gender inequality in unpaid work in Slovak households – comparison of researches

Alena Kaščáková, Gabriela Nedelová

Abstract: The article focuses on the exploring the unpaid work of people in the conditions of Slovak households. Eurostat methodology exactly listed certain activities in the household for which a person does not receive any remuneration. These activities are considered as unpaid work. The data are drawn from the results of the primary research carried out in the year 2012 and from the international social research ISSP Slovakia 2012. Respondents were asked to express how many hours they have spent weekly in average in unpaid work. The results of the both researches from the point of view of weekly time amount spent for unpaid work in the household, time spent in the paid work and the monthly income are compared. The focus is given on the comparison of gender inequalities.

Key words: unpaid work, gender inequality, income, questionnaire research

Kľúčové slová: neplatená práca, rodové rozdiely, príjem, dotazníkový prieskum

JEL classification: A14, J16

1. Úvod

Rodové rozdiely, ich veľkosť v rôznych oblastiach sociálneho a ekonomického života sú popísané z rôznych uhlov pohľadu. Sú predmetom analýz ekonómov, sociológov, psychológov či demografov. Prejavujú sa v demografickej a zdravotnej oblasti, na trhu práce, v oblasti vzdelávania, vo verejnom živote, pri účasti na rozhodovaní a výkonnej moci. Základňou pre závery a tvrdenia sú rodové štatistiky, ktoré poukazujú na rozdielne socio-ekonomické postavenie mužov a žien, zohľadňujúce ich rozdielne roly, životné úlohy a preferencie. Oblasť neplatenej práce v domácnostiach je však oblasťou, kde sa už vplyvom pôsobenia tradícií a rozdelenia rolí dajú očakávať výrazné rodové rozdiely a ktorá je v odbornej literatúre málo popísaná.

Neplatená práca v najširšom zmysle zahŕňa široký okruh činností mimo trhu práce, ktoré nie sú finančne odmeňované. Vymedzenie činností ľudí v domácnostiach, ktoré sú charakterizované ako neplatená práca, vychádza z definície SNA, t.j. ide o aktivity, ktoré sa nachádzajú mimo produkčných hraníc ESA alebo o aktivity, za ktoré vykonávateľ nezíska finančnú náhradu, ale môžu sa započítať do HDP (System of National Accounts, 2009). Do prvej skupiny činností v rámci neplatenej práce v domácnosti sa započítava príprava jedál, domáce práce – upratovanie, výroba a údržba textílií, pestovanie okrasných rastlín, starostlivosť o zvieratá – domácich miláčikov, oprava a údržba bytu a automobilu, nakupovanie a služby, starostlivosť o deti, o dospelých a dobrovoľnícka činnosť. Do druhej skupiny činností, ktoré sú zahrnuté do neplatenej práce v domácnosti ale môžu byť ocenené na trhu, patrí pestovanie úžitkových rastlín, chov hospodárskych zvierat a výstavba a rekonštrukcie.

2. Zdroje údajov pre odhad veľkosti neplatenej práce

Pre kvantifikovanie veľkosti neplatenej práce jednotlivcov v domácnostiach existuje niekoľko prameňov údajov. Z pozície oficiálnej štatistiky sa vykonáva v niektorých krajinách zisťovanie TUS, pomocou ktorého je možné identifikovať objem času, ktorý jednotlivci venujú rôznym aktivitám počas dňa. Toto zisťovanie sa však na Slovensku nevykonáva.

V roku 2006 sa uskutočnil pilotný prieskum TUS, ale samotné zisťovanie neprebehlo. Na kvantifikáciu veľkosti neplatennej práce sa v niektorých krajinách využívajú i dáta získané z populačného cenzu. Na odhad veľkosti času, stráveného na vykonávanie vybraných činností neplatennej práce v domácnostiach, sa v európskom kontexte môžu využiť vybrané otázky z dotazníkového prieskumu Second European Quality of Life Survey 2007 (McCloughan, P., Batt, W. H., Costine, M., Scully, D. 2011).

Keďže na Slovensku neexistuje relevantný zdroj údajov pre určenie veľkosti neplatennej práce, bolo v roku 2012 uskutočnené primárne zisťovanie v slovenských domácnostiach garantované projektom VEGA 1/1141/11 „Trh práce v kontexte špecifik neplatennej práce, meranie jej rozsahu a dopadu na domácnosti, podnikateľskú sféru a ekonomiku“, ktorého výsledky boli publikované na viacerých fórach. Cieľom prieskumu riadeného riešiteľským tímom VEGA projektu bolo poznať objem a štruktúru neplatennej práce vykonávanej v domácnostiach na Slovensku, prepočítať jej hodnotu a vyčíslit' podiel neplatennej práce z objemu HDP vytvoreného na Slovensku v roku 2011.

V roku 2012 tiež prebehlo zisťovanie programu ISSP Slovensko 2012 (International Social Survey Programme), ktoré bolo organizačne zastrešené Agentúrou na podporu výskumu a vývoja na základe zmluvy č. APVV-0309-11, prieskumom, ktorý bol súčasťou medzinárodného výskumu názorov obyvateľstva. Tento prieskum sa uskutočnil vo viac ako 40 krajinách sveta. Jeho zistenia umožnia porovnať názory obyvateľov Slovenska s ostatnými krajinami Európy a sveta.

Porovnanie výsledkov oboch prieskumov z pohľadu rodových rozdielov je predmetom tohto príspevku.

3. Výsledky prieskumu VEGA

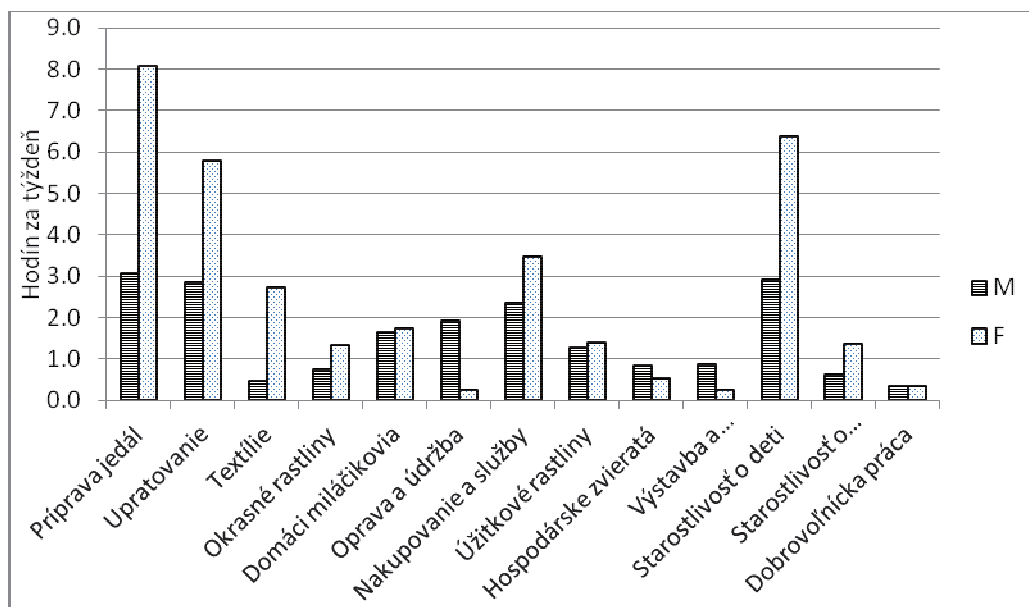
Prieskum v slovenských domácnostiach prebiehal v mesiaci marec 2012, pričom bolo oslovených 1 564 domácností a 4 435 jednotlivcov vo všetkých krajoch Slovenska. Výberový súbor bol reprezentatívny podľa pohlavia, počtu členov domácností a podľa krajov.

Oslovení jednotlivci a domácnosti odpovedali na otázky v dotazníku pozostávajúcom z 12 modulov. 7 modulov sa týkalo jednotlivcov v domácnosti a obsahovalo socio-demografické charakteristiky, otázky na priemerný týždenný objem neplatennej práce v rámci konkrétne definovanej štruktúry, informácie o platených zamestnaniach, pomoci pri neplatennej práci v domácnosti a motivácii pre ňu a názor na rozsah neplatennej práce v budúcnosti. 5 modulov sa bolo venovaných domácnosti ako celku a otázky sa týkali starostlivosti o deti v predškolskom veku, typu domácnosti, typu obce, príslušnosti domácnosti k regiónu a pripomienok k dotazníku.

Pre identifikáciu rodových rozdielov v objeme vykonávanej neplatennej práce v domácnostiach bol rozhodujúci druhý modul dotazníka, zameraný na zistenie objemu času, ktorý respondenti venujú jednotlivým činnostiam týkajúcim sa neplatennej práce v domácnosti. Z databázy údajov boli vylúčení respondenti vo veku do 18 rokov pre porovnateľnosť dát so zisťovaním ISSP Slovensko 2012. Spracovanie výsledkov ukázalo výrazné rozdiely v objeme neplatennej práce vykonávanej mužmi a ženami v podmienkach slovenských domácností. Oslovené ženy strávili v roku 2011 v priemere týždenne 36,37 hodín vykonávaním neplatennej práce v domácnosti a muži 21,92 hodín. Pri vykonávaní väčšiny činností ženy strávili výrazne vyšší priemerný týždenný objem času - príprava jedál, upratovanie, údržba textílií, starostlivosť o okrasné rastliny, starostlivosť o deti aj starostlivosť o dospelých. V prípade opráv a údržby a výstavby a rekonštrukcie bol naopak vyšší týždenný objem času stráveného mužmi pri vykonávaní týchto činností. Štatisticky nevýznamné boli rozdiely v čase strávenom starostlivosťou o domácich miláčikov, pestovaním úžitkových rastlín a dobrovoľníckou prácou. Na testovanie významnosti rozdielov boli použité t-test, Wilcoxonov test a hladina

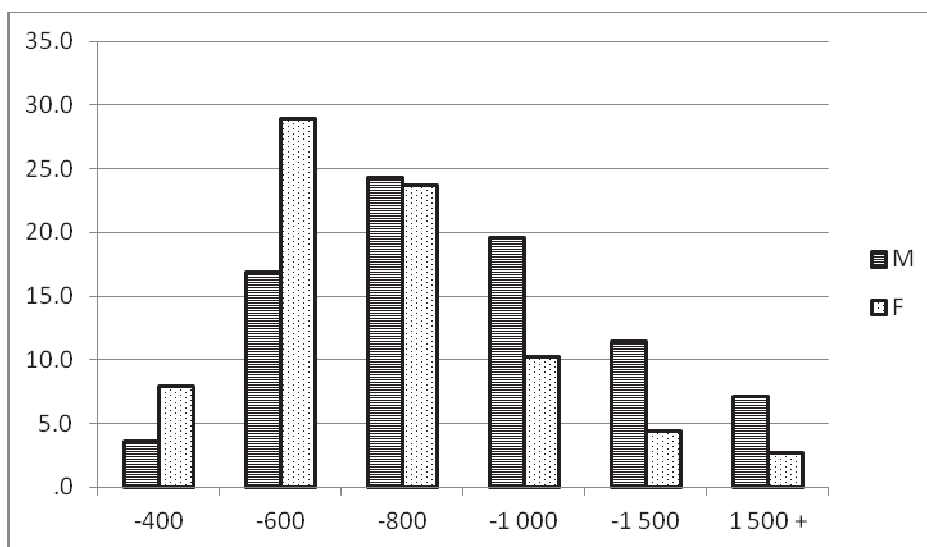
významnosti 5 %. Štruktúra a rozdiely v čase strávenom vykonávaním jednotlivých činností je obsahom grafu 1.

V rámci neplatenj práce v opýtaných domácnostiach na Slovensku najviac času strávia ženy prípravou jedál (8,07 hodín), starostlivosťou o deti (6,37 hodín) a upratovaním (5,77 hodín), muži starostlivosťou o deti (2,90 hodín), prípravou jedál (3,06 hodín) a upratovaním (2,84 hodín).



Graf 1: Čas venovaný jednotlivým činnostiam neplatenj práce v domácnosti v štruktúre podľa pohlavia v SR v roku 2011 (priemer za týždeň)

Podľa teórie ľudského kapitálu ženy investujú do ľudského kapitálu – vzdelania a skúseností – v oblastiach, ktoré ich uspokojujú, ale nevyznačujú sa vysokou návratnosťou investície, kým muži uvažujú opačne. Autor teórie ľudského kapitálu (Human Capital Theory) Gary Becker argumentuje, že primárnym záujmom žien je venovať sa rodine a domácnosti, preto si vyberajú nenáročnejšie povolania, ktoré vyžadujú menšie investície do vzdelania a majú menšie nároky na schopnosti (Becker, 1997). Podľa tejto neoliberálnej teórie je nižší zárobok žien výsledkom ich voľby, podmienenej rôznymi prioritami žien pri výbere ich povolania a zamestnania (Pietruchovej, 2008).



Graf 2: Rozdelenie výšky čistého mesačného príjmu v štruktúre podľa pohlavia (v %)

Dá sa očakávať, že ženy sú v zamestnaní nižšie ohodnotené a strávia v ňom kratší čas, pričom u mužov je situácia opačná. Tento predpoklad sme overovali testovaním dĺžky času stráveného v hlavnom aj vedľajšom zamestnaní u mužov aj u žien. Z údajov primárneho prieskumu u 1235 slovenských mužov bola vypočítaná priemerná dĺžka času, stráveného v hlavnom zamestnaní 43,50 hodín a u 1090 žien to bolo 38,99 hodín týždenne. Nižší príjem sa ženy snažia kompenzovať vedľajšou platenou prácou viac ako muži (Mannov–Whitneyov test, p -hodnota = 0,045). Na jedného muža – respondenta pripadalo v priemere 1,64 hodín strávených vo vedľajšom zamestnaní, u žien to bolo 1,98 hodín, celkovo v zamestnaní muži strávia v priemere týždenne 44,12 a ženy 39,65 hodín. Spolu s neplatenou prácou v domácnosti za týždeň muži odpracujú v priemere 67,03 a ženy 75,89 hodín.

4. Výsledky prieskumu ISSP Slovensko 2012

Prieskum ISSP Slovensko 2012 oslovil náhodným výberom 1128 respondentov, z toho 542 mužov a 586 žien. Keďže ciele oboch projektov sa líšili, neboli jednotné ani formulácie otázok v oboch dotazníkoch. Bolo preto potrebné hľadať zhodné oblasti otázok týkajúcich sa neplatennej práce s možnosťou identifikácie rodových rozdielov. Výsledky prieskumov VEGA a ISSP Slovensko 2012 boli vyhodnotené programom IBM SPSS.

Pre naplnenie cieľa príspevku bol predmetom ďalšej analýzy modul Rodina a modul Socio-demografické premenné prieskumu ISSP Slovensko 2012.

Tabuľka 1: Priemerný týždenný objem neplatennej práce v štruktúre podľa pohlavia podľa ISSP Slovensko 2012 (v hod)

Pohlavie		Priemerne koľko hodín týždenne strávíte domácimi prácami, ak do toho nepočítate starostlivosť o deti a aktivity vo voľnom čase?	Priemerne koľko hodín týždenne strávíte starostlivosťou o členov Vašej rodiny (t. j. o deti, staršie osoby, chorých a nevládných členov rodiny)?	Priemerne koľko hodín týždenne stráví Váš manžel/ka či partner/ka domácimi prácami, ak do toho nepočítate starostlivosť o deti a aktivity vo voľnom čase?	Priemerne koľko hodín týždenne stráví Váš manžel/ka či partner/ka starostlivosťou o členov Vašej rodiny (t. j. o deti, staršie osoby, chorých a nevládných členov rodiny)?
muž	N Valid	542	542	338	338
	Missing	0	0	204	204
	Mean	13,05	6,94	23,04	16,49
	Median	10,00	2,00	20,00	10,00
	Std. Deviation	12,908	12,744	14,464	19,557
ženy	N Valid	586	586	331	331
	Missing	0	0	255	255
	Mean	20,88	14,86	10,70	6,29
	Median	20,00	5,44	7,00	4,00
	Std. Deviation	16,581	26,641	11,776	8,844

Z pohľadu na údaje tabuľky 1 je zrejmé, že štruktúra činností, týkajúcich sa neplatennej práce vykonávanej v domácnosti sa líši od prieskumu uskutočneného v rámci riešenia VEGA projektu. Sú zlúčené všetky činnosti neplatennej práce pričom je z nich vylúčená starostlivosť o deti a chorých a nevládných členov rodiny, ktorá tvorí samostatnú kategóriu. Spočítaním týchto dvoch kategórií dostávame celkový objem neplatennej práce, ktorú vykonávajú muži a ženy zvlášť. Z výsledkov prieskumu je zrejmé, že muži deklarovali priemerne týždenne 19,98 hodín a ženy 35,74 hodín neplatennej práce vykonávanej v domácnosti. Z pohľadu zlúčenie sledovaných kategórií neplatennej práce je možné konštatovať, že medzi výsledkami oboch prieskumov nie sú výrazné rozdiely. Líšia sa výsledky v štruktúre podľa jednotlivých

činností, pretože výsledky prieskumu VEGA projektu ukázali výrazne nižší časový objem práce, týkajúcej sa starostlivosti o deti a o dospelých spolu (muži v priemere týždenne 2,90 hodín, ženy 6,37 hodín).

Samostatne sú naformulované otázky aký je názor respondenta na objem neplatennej práce, ktorú vykonával manžel/ka, resp. partner/ka v domácnosti. Jednoduchým porovnaním odpovedí na tieto otázky vidíme, že muži nadhodnotili objem práce vykonávanej ich manželkami (partnerkami) o necelé 4 hodiny – 39,53 hodín a ženy podhodnotili o 3 hodiny objem očakávanej časovej dotácie činností neplatennej práce u svojich manželov (partnerov) – 17 hodín.

Prieskum ISSP Slovensko 2012 dáva možnosť prisúdiť rolu muža a ženy v domácnosti pri vykonávaní niektorých druhov neplatennej práce. Podľa získaných výsledkov (otázka bola položená len v domácnostiach, kde žijú partneri spoločne) je možné povedať, že malé opravy v domácnosti sú dominantou mužskej časti populácie v našich domácnostiach pretože až 92,2 % mužov deklarovalo, že tento druh práce vykonávajú oni, ženy im prisúdili podiel 82,5 %. Pranie a upratovanie v domácnostiach je úlohou žien. Starostlivosť o chorých členov rodiny a nákup potravín vykonávajú partneri buď spolu alebo skôr ženy. Muži aj ženy potvrdili takmer rovnako názor na rozdelenie týchto prác v domácnosti (tabuľka 2).

Tabuľka 2: Štruktúra neplatennej práce v domácnosti (percentá odpovedí respondentov)

Pohlavie		Pranie	Malé opravy v domácnosti	Starostlivosť o chorých členov rodiny	Nákup potravín	Upratovanie
muž	Vždy ja	1,0	53,8	1,6	1,8	,7
	Obyčajne ja	1,3	38,4	3,1	2,9	1,2
	Približne rovnako alebo spoločne	6,5	3,2	35,1	45,6	21,6
	Obyčajne manžel(ka), partne(ka)	41,8	1,3	39,3	36,8	51,4
	Vždy manžel(ka), partner(ka)	47,5	,9	12,3	11,8	23,8
	Niekoľko iný (tretia osoba)	2,0	2,4	1,4	,8	1,3
	Neviem posúdiť	,0	,0	7,2	,3	,0
žena	Vždy ja	66,7	2,8	23,4	20,8	31,7
	Obyčajne ja	27,9	4,4	39,5	34,3	51,6
	Približne rovnako alebo spoločne	3,1	6,1	21,5	35,3	12,3
	Obyčajne manžel(ka), partne(ka)	,4	51,0	1,6	6,0	1,1
	Vždy manžel(ka), partner(ka)	,7	31,5	1,8	1,3	,3
	Niekoľko iný (tretia osoba)	1,2	4,3	2,2	2,3	3,0
	Neviem posúdiť	,0	,0	9,9	,0	,0

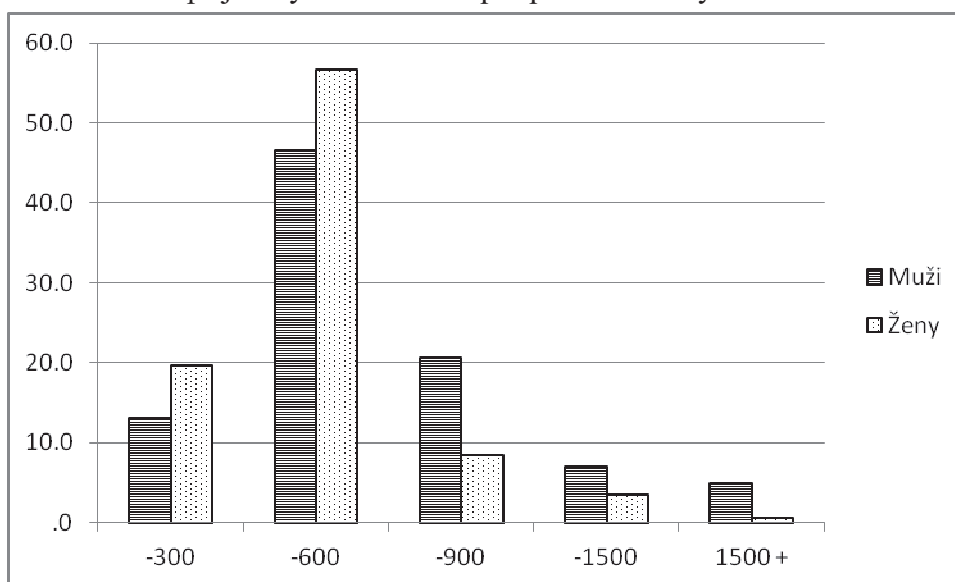
Z pohľadu na tabuľku 3 a na výsledky primárneho prieskumu, ktorý bol zastrešený projektom VEGA je zrejmé, že nie sú výrazné rozdiely vo výsledkoch, týkajúcich sa objemu času, stráveného mužmi a ženami v platenej práci. Podľa výsledkov ISSP (resp. VEGA) bol priemerný týždenný objem času v platenej práci u mužov 43,7 hodín (resp. 44,12 hod) a u žien 41,64 hodín (resp. 39,65 hod).

Potvrdili sa očakávané rozdiely v rozsahu práce mužov aj žien. Pracovné zaťaženie žien je vyššie - v sledovaných domácnostiach v priemere týždenne strávili spolu prácou v zamestnaní a v domácnosti podľa výsledkov ISSP (resp. VEGA) o viac ako 14 hodín (resp. o 9 hodín) viac ako muži.

Tabuľka 3: Priemerný týždenný objem platenej práce v štruktúre podľa pohlavia podľa ISSP Slovensko 2012 (v hod)

Koľko hodín týždenne zvyčajne odpracujete - vrátane nadčasov - v platenej práci?					
N	Valid	muži	346	ženy	291
	Missing		197		294
Mean			43,08		41,64
Median			43		40
Std. Deviation			11,194		8,561

Sledovanie rozdielov vo výške čistého mesačného príjmu je o niečo problematickejšie. Odpovedateľnosť na túto otázku bola výrazne nižšia, čo je bežným javom v každom prieskume. Ďalší problém spôsobila skutočnosť, že zatiaľ čo v projekte VEGA boli respondentom ponúkané príjmové intervaly, prieskum ISSP Slovensko 2012 dával možnosť vyjadriť priamo výšku čistého mesačného príjmu alebo zaradiť sa do ponúkaných príjmových intervalov. Tieto však boli odlišne štruktúrované ako v prípade prieskumu uskutočneného v rámci projektu VEGA. Zlúčením príjmových intervalov sa podarilo dosiahnuť len približne porovnateľnú štruktúru príjmových intervalov pre porovnanie výsledkov.



Graf 3: Rozdelenie čistého príjmu zo zamestnania podľa pohlavia (ISSP Slovensko 2012)

Obe grafické vyjadrenia získaných výsledkov o výške príjmu (Graf 2, Graf 3) poukazujú na výrazné rozdiely príjmových možností u mužov a žien. V prípade nižších príjmových intervalov je vyššie zastúpenie žien, vyššie príjmové intervaly sú výraznou dominantou mužov.

5. Záver

Rodové rozdiely, spôsobujúce odlišné postavenie mužov a žien v spoločnosti, pôsobiace faktory a dopad tohto postavenia boli popísané z rôznych uhlov pohľadu a boli tiež zdrojom pre tvorbu niektorých ekonomických teórií. Existuje množstvo výskumov a štatistických údajov, potvrdzujúcich rodové rozdiely a ich pôsobenie v spoločnosti. Na Slovensku však neexistoval relevantný zdroj informácií o rodových rozdieloch vo veľkosti neplatenej práce. Túto medzeru doplnil prieskum zastrešený prieskumom VEGA 1/1141/11 „Trh práce v kontexte špecifik neplatenej práce, meranie jej rozsahu a dopadu na domácnosti, podnikateľskú sféru a ekonomiku“, na ktorý nadviazal výskumný projekt VEGA 1/0935/13 „Neplatená práca ako potenciálny zdroj sociálno-ekonomického rozvoja spoločnosti

a determinant individuálneho blahobytu“. Tieto informácie boli porovnané a doplnené údajmi prieskumu ISSP Slovensko 2012. Z výsledkov prieskumov boli zistené veľmi podobné výsledky, potvrdzujúce existenciu tzv. dvojitého bremena žien, ktoré pracujú v zamestnaní ale prežívajú tiež fyzickú a časovú záťaž neplatenou prácou v domácnosti, ktorá je výrazne vyššia ako u mužov.

Tento príspevok vznikol s podporou grantu VEGA 1/0935/13 a APVV-0309-11.

6. Literatúra

- [1]Becker, G. 1997. Teorie preferencií. Praha, Grada Publishing, 1997.
- [2]LUHA, J. 2006. Štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov. In: FORUM STATISTICUM SLOVACUM. 2006, č. 2. Bratislava : SŠDS, 2004, s. 2 – 20.
- [3]Pietruchovej, O. Homepage. Nedocenená práca žien. 2008. 18 October 2012 <http://pietruchovej.wordpress.com/2008/04/10/nedocenena-praca-zien>
- [4]System of National Accounts 2008. 2009. European Communities, International Monetary Fund, Organisation for Economic Co-operation and Development, United Nations and World Bank. ISBN 978-92-1-161522-7

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

Hodnotenie spôsobilosti meracieho zariadenia pomocou indexov C_g a C_{gk} Capability assessment of measurement device using C_g and C_{gk} indices

Zuzana Kimáková, Miriam Andrejiová

Abstract: The capability assessment of measurement device is one of the important method of quality management process. In the event that the measurement device is capable of, we can then move on to evaluate the capabilities of measuring and manufacturing process. The article deals with the evaluation capability indices measuring device through C_g and C_{gk} indices.

Abstrakt: Posúdenie spôsobilosti meracieho zariadenia je jednou z metódou riadenia kvality procesu. Až v prípade, že je meracie zariadenie spôsobilé, môžeme prejsť k hodnoteniu spôsobilosti meracieho a následne aj výrobného procesu. Článok sa zaoberá hodnotením spôsobilosti meracieho zariadenia prostredníctvom indexov C_g a C_{gk} .

Key words: capability assessment of measurement device, C_g and C_{gk} indices.

Kľúčové slová: hodnotenie spôsobilosti meracieho zariadenia, index C_g a C_{gk} .

JEL classification: C19, L15.

1. Úvod

V dobe, keď meranie je neoddeliteľnou súčasťou mnohých oblastí ľudskej činnosti, je veľmi dôležitým cieľom dosiahnuť korektné výsledky s odpovedajúcou presnosťou. Všetky meracie zariadenia podliehajú pravidelnej kalibrácii v zmysle Metrologického poriadku. V praxi sa ale stáva, že ich denno-denným používaním sa spoľahlivosť merania znižuje, čo nakoniec môže viesť až k nesprávnym výsledkom. Veľká investícia do nových meracích prístrojov a ani dlhšia doba venovaná procesu merania nemusia byť zárukou kvalitného výstupu. Práve pre takéto situácie existujú metódy, ktoré pomôžu potvrdiť alebo zamietnuť podozrenia zo straty spôsobilosti meracieho zariadenia.

2. Hodnotenie spôsobilosti meracieho zariadenia

Meracími zariadeniami (prostriedkami) vo všeobecnosti rozumieme technické prostriedky potrebné na uskutočnenie meraní. Za meracie zariadenia sa môže považovať ľubovoľné meradlo, meracie prevodníky, referenčný materiál a pomocné zariadenia nevyhnutné na realizáciu procesu merania [5]. **Spôsobilosť meracieho zariadenia** vypovedá o jeho funkčnej spôsobilosti a o správnosti nameraných údajov. Charakterizuje jeho vhodnosť pre meranie určitého znaku v danom rozpätí.

Jednou z metód hodnotenia spôsobilosti je stanovenie spôsobilosti meracieho zariadenia pomocou indexov spôsobilosti C_g a C_{gk} . Tieto indexy posudzujú meracie zariadenie z hľadiska strannosti a opakovateľnosti. *Strannosť* predstavuje rozdiel medzi prijatou referenčnou hodnotou a strednou hodnotou výsledkov skúšok. *Opakovateľnosť* merania predstavuje tesnosť zhody medzi výsledkami po sebe idúcich meraní uskutočnených za rovnakých podmienok merania [6].

Tento postup určovania spôsobilosti sa používa pri meracích zariadeniach, pri ktorých nedochádza k ovplyvneniu výsledkov obsluhou zariadenia. Je založený na opakovanom meraní výrobku, kontrolného etalonu, ktorého referenčná hodnota leží v strede tolerancie meraného rozmeru. Meranie uskutočňuje jedna osoba s jedným meradlom a rovnakým postupom za relatívne krátky časový interval, pričom sa odporúča vykonať 50 (minimálne 25) opakovaných meraní. V priebehu merania je potrebné zaistiť rovnaké podmienky. Predpokladá sa, že výsledky merania sa riadia normálnym rozdelením [4, 9].

Výpočet **ukazovateľa opakovateľnosti** C_g sledovaného meracieho zariadenia sa stanoví podľa vzťahu

$$C_g = \frac{0,2 \cdot T}{6 \cdot s_g}, \quad (1)$$

pričom

$$s_g = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_g)^2}, \quad \bar{x}_g = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad (2)$$

kde x_i je i -ta nameraná hodnota, n počet meraní, $\bar{x}_g$ priemerná hodnota meraní, s_g výberová smerodajná odchýlka merania a T predstavuje toleranciu meraného rozmeru [1, 4, 7, 10].

Pre **ukazovateľ strannosti a opakovateľnosti** C_{gk} meracieho zariadenia platí vzťah

$$C_{gk} = \frac{0,1 \cdot T - |\bar{x}_g - x_r|}{3 \cdot s_g}, \quad (3)$$

pričom x_r je referenčná hodnota, ktorá sa prednostne volí tak, aby ležala v strede tolerancie meraného rozmeru [1, 4, 7, 10].

Indexy určujú, či výsledok merania kontrolného etalonu leží s pravdepodobnosťou 99,73% vo zvolenom tolerančnom pásme meradla, ktoré je stanovená na 20% šírky tolerancie meraného rozmeru. Hodnota indexu C_g zohľadňuje iba zhodnosť merania, hodnota C_{gk} zhodnosť aj systematickú odchýlku meracieho procesu od referenčnej hodnoty danej etalonom (strannosť). Z definície indexov vyplýva, že $C_g \geq C_{gk}$.

Ak platí $C_g \geq 1,33$ a súčasne $C_{gk} \geq 1,33$ (pre $T \geq 50 \mu m$), tak meracie zariadenie je vhodné a môže byť použité vo výrobnom procese. V prípade $T < 50 \mu m$ stačí splnenie podmienok $C_g \geq 1$ a súčasne $C_{gk} \geq 1$. Ak nie sú splnené podmienky, tak meracie zariadenie nie je možné zaradiť do výrobného procesu a je potrebné urobiť nápravné opatrenia (oprava meradla, konštrukčná úprava meracieho zariadenia, resp. realizácia školenia operátorov a iné.)

Vo všeobecnosti môžeme indexy C_g a C_{gk} vypočítať podľa vzťahu [2, 3, 8]

$$C_g = \frac{\frac{K}{100} \cdot T}{6 \cdot s_g}, \quad C_{gk} = \frac{\frac{K}{200} \cdot T - |\bar{x}_g - x_r|}{3 \cdot s_g}, \quad (4)$$

kde K je zvolené percento tolerancie (napr. v metodike podľa BOSCH sa volí $K = 20$, podľa metodiky FORD $K = 15$).

3. Realizácia hodnotenia spôsobilosti meracieho zariadenia v praxi

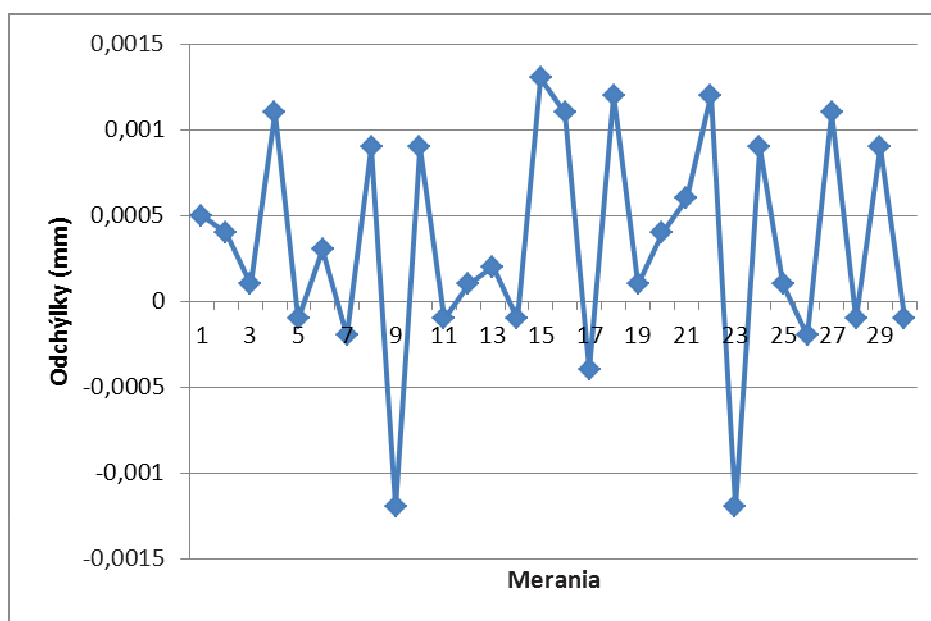
Hodnotenie spôsobilosti meracieho zariadenia si ukážeme na príklade z praxe. V elektronickom riadení plnenia motorov pre zážihové motory je centrálnym nastavovacím členom elektronicky riadená jednotka klapky. Pozostáva zo škrtiacej klapky s elektrickým pohonom a uhlového senzora škrtiacej klapky. Sledovaný výrobok je súčasťou výrobného procesu medzinárodnej organizácie, ktorá sa zameriava na dizajn a výrobu vysoko – technologických systémov a komponentov pre automobilový priemysel.

Meranie sa uskutočnilo vo výrobných priestoroch organizácie pri teplote 22°C. Cieľom merania je overiť spôsobilosť meracieho zariadenia. Pri meraní zvoleného rozmeru (v mm) sa uskutočnilo 30 opakovaných meraní. Namerané hodnoty a základné číselné charakteristiky $\bar{x}_g$ a s_g sú uvedené v tabuľke. Hodnota tolerancie je stanovená organizáciou na 0,05 mm ($USL = 40,025 \text{ mm}$, $LSL = 39,975 \text{ mm}$).

Tab. 1: Namerané hodnoty

Počet meraní	Namerané hodnoty (mm), Referenčná hodnota 40,000 mm							
1-8	40,0005	40,0004	40,0001	40,0011	39,9999	40,0003	39,9998	40,0009
9-16	39,9988	40,0009	39,9999	40,0001	40,0002	39,9999	40,0013	40,0011
17-24	39,9996	40,0012	40,0001	40,0004	40,0006	40,0012	39,9988	40,0009
25-30	40,0001	39,9998	40,0011	39,9999	40,0009	39,9999		
	$n = 30$		$T = 0,05$		$\bar{x}_g = 40,0003$		$s_g = 0,00066$	

Na obr.1 je grafické zobrazenie priebehu kolísania nameraných hodnôt od referenčnej hodnoty.

**Obr. 1: Priebeh kolísania odchýlok**

Pre výpočet ukazovateľa opakovateľnosti C_g meracieho zariadenia platí

$$C_g = \frac{0,2 \cdot T}{6 \cdot s_g} = \frac{0,2 \cdot 0,05}{6 \cdot 0,00066} = 2,53.$$

Ukazovateľ presnosti a opakovateľnosti C_{gk} meracieho zariadenia je vyjadrený podľa vzťahu

$$C_{gk} = \frac{0,1 \cdot T - |\bar{x}_g - x_r|}{3 \cdot s_g} = \frac{0,1 \cdot 0,05 - |40,0003 - 40,000|}{3 \cdot 0,00066} = 2,37.$$

V internej dokumentácii organizácie [11] sa okrem indexov zavádza aj opakovateľnosť %R a presnosť a opakovateľnosť %A & R, pre ktoré platia nasledujúce vzťahy a podmienky

- $\%R = \frac{20}{C_g}$, pričom musí byť splnená podmienka $\%R \leq 15$, (5)

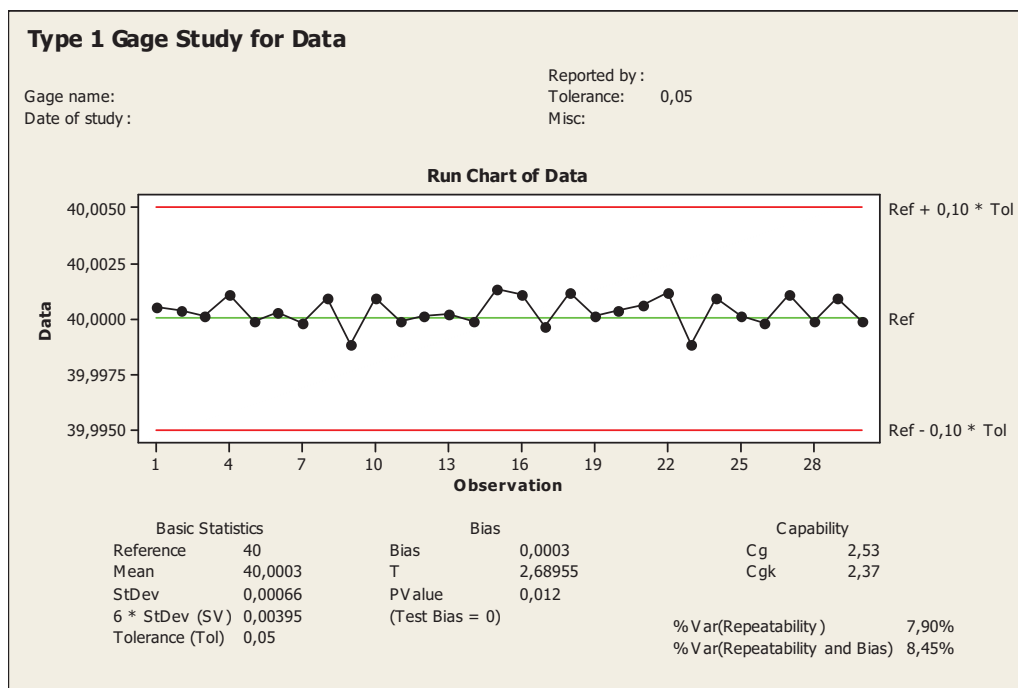
- $\%A \& R = \frac{20}{C_{gk}}$, pričom musí platiť podmienka $0 \leq \%A \& R \leq 15$. (6)

Medzi výpočtom %R opakovateľnosti a výpočtom %A & R presnosti a opakovateľnosti platí vzťah $\%R \leq \%A \& R$. V našom prípade dostávame

$$\%R = \frac{20}{C_g} = 7,905 \leq 15, \%A \& R = \frac{20}{C_{gk}} = 8,439 \leq 15.$$

Pretože sú splnené obe podmienky ($C_g \geq 1,33$ a súčasne $C_{gk} \geq 1,33$, rovnako aj ekvivalentné podmienky $\%R \leq 15$, $0 \leq \%A \& R \leq 15$ a $\%R \leq \%A \& R$), meracie zariadenie je vhodné a môže byť použité vo výrobnom procese.

Na obr.2 je hodnotenie spôsobilosti prostredníctvom programu MINITAB.



Obr. 2: Hodnotenie spôsobilosti meracieho zariadenia (výstup MINITAB)

4. Záver

Požiadavky na presnosť merania sa neustále zvyšujú a súčasne s tým sa zvyšujú aj požiadavky a nároky na meracie zariadenia. Hodnotenie spôsobilosti meracieho zariadenia je proces, ktorý predstavuje dôležitý prvok neustáleho zlepšovania kvality, pretože rozhodnutia o kvalite sa zvyčajne zakladajú na kontrole a meraní. Cieľom hodnotenia je preukázať, že zariadenie je spôsobilé a vhodné na meranie sledovaného znaku kvality. Poskytuje možnosť identifikovať nedostatky už v počiatočnej fáze výrobného procesu a pomáha zaistiť splnenie požiadaviek na kvalitu. Uvedená metóda hodnotenia spôsobilosti meracieho zariadenia sa používa pri komplexnom sledovaní spôsobilosti výrobných procesov a pri pravidelnom hodnotení spôsobilosti meracích systémov ako súčasť metrologického riadenia.

Príspevok bol spracovaný s podporou grantového projektu VEGA 1/0922/12.

5. Literatúra

- [1]DIETRICH, E. 2007. Fähigkeitsnachweis von Messsystemen. In: http://www.q-das.com/fileadmin/files2/qdasguidelinemsa/Leitfaden_v21_me.pdf
- [2]FABIAN, J. A KOL. 2007. Statistické metody řízení jakosti. Česká společnost pro jakost, Praha. 390 s. ISBN 978-80-02-01897-1.

- [3]GASPARIN, S., TOSELLO, G., HANSEN, H. N., ISLAM, A. 2013. Quality control and process capability assessment for injection-moulded micro mechanical parts. In: <http://link.springer.com/content/pdf/10.1007%2Fs00170-012-4407-6.pdf>.
- [4]HRUBEC, J. 2010. Spôsobilosť meradiel. In: <http://josef.posta.sweb.cz/KONF/Hrubec.doc>.
- [5]PALENČÁR, R., HOFMANN, D., REGHEN, P., HALAJ, M. 2010. Meracie prostriedky. In: <http://www.kam.sjf.stuba.sk/katedra/publikacie/leonardo/ucebnica/04s.pdf>
- [6]PERNIKAŘ, J. 2005. Hodnocení způsobilosti kontrolních prostředků. In.: http://gps.fme.vutbr.cz/STAH_INFO/31_Pernikar_VUTBR.pdf
- [7]SHOJAEI, R., ET AL. 2010. Statistical Measurement system analysis of Ruston TA1750 Gas Turbine 1st Stage Nozzle. In.: Advances in Mathematical and Computational methods. In.: <http://www.wseas.us/e-library/conferences/2010/Faro/MACMESE/MACMESE-03.pdf>
- [8]TECHNICAL SUPPORT DOCUMENT. Rationale and Methodology for the Type 1 Gage Study.
- [9]ŤAVODOVÁ, K. 2011. Posúdenie spôsobilosti meradla. Acta Facultatis Technicae, XVI, 2011(1), Zvolen, s. 143-151.
- [10] WISWEH, L., SANDAU, M. 2011. Quality evaluation of measurement Instruments. In: <http://home.mit.bme.hu/~kollar/IMEKO-procfiles-for-web/congresses/WC-16th-Wien-2000/Papers/Topic%2025/Wisweh.PDF>.
- [11] INTERNÁ DOKUMENTÁCIA ORGANIZÁCIE. Smernica MSA.

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

Modely rizika založené na kapitálovej štruktúre podniku Risk Models Based on Capital Structure of a Company

Tomáš Klieštík

Abstract: The problem of modelling and quantification of credit risk is the interest of many, especially foreign publications. Attitude of individual authors to this issue is diverse and also the methodology that is used for this purpose is not uniform. Models, respectively approaches can be divided into two subgroups - the structural and reduced. Both of these approaches are based on others, mainly information assumptions and representatives of both camps debate about the appropriateness of this or other approach. The focus of the presented paper is the first group of models that consider enterprise failure as an endogenous event, which affects the capital structure of the company. By the assumption they got their name and are based on the assumption that credit events are determined by changes in the value of the company.

Abstrakt: Problematika modelovania a kvantifikácie kreditného rizika je predmetom záujmu mnohých, najmä zahraničných publikácií. Prístup jednotlivých autorov k predmetnej problematike je rôznorodý a taktiež metodológia, ktorá sa na tento účel používa, nie je jednotná. Modely, resp. prístupy môžeme rozdeliť do dvoch podskupín - na štrukturálne a redukované. Oba tieto prístupy vychádzajú z iných, najmä informačných, predpokladov a zástupcovia oboch týchto táborov spolu vedú akademickú diskusiu o vhodnosti toho či onoho prístupu. Predmetom záujmu v predkladanom príspevku bude prvá skupina modelov ktoré považujú zlyhanie podniku za endogénnu udalosť, na ktorú má vplyv kapitálová štruktúra podniku. Podľa daného predpokladu dostali aj svoj názov a sú založené na predpoklade, že kreditné udalosti sú determinované zmenami hodnoty podniku.

Key words: Risk, model, capital structure, call option, credit exposition, probability of other-side failure.

Kľúčové slová: Riziko, model, kapitálová štruktúra, kúpna opcia, úverová expozícia, pravdepodobnosť zlyhania protistrany.

JEL classification: G12, G30, G32, G33

Úvod

Za primárny impulz pre konštrukciu štrukturálnych modelov defaultu môžeme považovať polozenie základov modernej teórie oceňovania opčných prémie, ktorá je spätá s menami Fisher Black¹, Myron Scholes a Robert Merton². Prvým, priekopníckym modelom je Mertonov model.³ Z Mertonovho modelu vychádza Geskeho⁴ model, ktorý ruší predpoklad jedného bezkuponového dlhopisu t.j. predpokladá heterogénnu štruktúru záväzkov podniku. Čo znamená, že na strane pasív podniku sa môžu okrem jedného bezkuponového dlhopisu nachádzať aj dlhopisy s konštantným kupónom, resp. môže podnik financovať svoju činnosť aj viacerými bezkuponovými dlhopismi.

Pretože empirická verifikácia Mertonovho modelu nie je príliš úspešná. Modelom generované kreditné spready, t.j. prirážky ku bezrizikovej úrokovej sadzbe sú zvyčajne nižšie

¹ BLACK, F. – SCHOLES, M.: *The Pricing of Options and Corporate Liabilities*. Journal of Political Economy, júl 1973, ročník 81, č.3, pp.637-654.

² MERTON, R.C.: On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *Journal of Finance*, 1974, vol. 29, ISSN 0022-1082, pp. 449-470

³ v literatúre sa môžeme stretnúť aj s pomenovaním Black-Scholes-Mertonov model

⁴ GESKE, R.: The Valuation of Corporate Liabilities as Compound Options, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1977, pp. 541-552.

ako spready skutočné, bol vyvinutý tzv. KMV⁵ model, ktorý nesie meno po svojich autorov: Keaholfera, McQuowna a Vasiceka. V roku 2002 došlo k akvizícii spoločnosti KMV Corporation a ratingovej agentúry Moody 's⁶. Táto akvizícia bola ďalším dôležitým míľnikom praktickej aplikácie štruktúrnych modelov⁷ v procese analýzy bonity podnikov, pretože tým bolo dosiahnuté spojenie teoretického pohľadu na možnosť kvantifikácie kreditného rizika a širokej databázy dát o finančnej stabilite podnikov a okolnostiach predurčujúcich ich prípadný default, resp. bankrot.

1. Štruktúrne predikčné modely

Štruktúrne predikčné modely kvantifikujú *pravdepodobnosť defaultu*. Default nastáva vtedy, keď trhovú hodnotu aktív skúmaného podniku je nižšia ako účtovná hodnota pasív. Kľúčovým predpokladom prístupu založenom na analýze trhových dát je, že všetky potrebné informácie o rizikovom profile podniku sú obsiahnuté v účtovníctve daného subjektu ale najmä v trhových cenách ním emitovaných cenných papierov. Primárnym východiskom štruktúrnych modelov nie je projekcia očakávaného peňažného toku pre obdobie čerpania dlhu, resp. vzniknutého záväzku, ale vychádzajú z aktuálnych dát kapitálových trhov. Predpokladom je však efektívne fungovanie kapitálových trhov, kedy sú všetky očakávania týkajúce sa peňažného toku analyzovaného subjektu bez časového oneskorenia inkorporované do trhovej ceny podnikom emitovaných, voľne obchodovaných cenných papierov. Pre aplikáciu štruktúrnych modelov je preto nevyhnutná znalosť dát akceptovaných všetkými účastníkmi trhu.⁸

Trhová cena aktív potom zahŕňa „budúce príležitosti“ podniku a taktiež aj relevantné informácie o odvetví a ekonomike v ktorej podnik pôsobí. Volatilita trhovej ceny aktív potom zohľadňuje obchodné riziko podniku a riziko príslušného odvetvia. Riziko defaultu predstavuje neistotu determinovanú neschopnosťou podniku dostať svojím záväzkom. Hovoríme o tzv. kreditnej udalosti, ktorá môže nastať v piatich prípadoch⁹:

1. zmena kreditného ratingu,
2. reštrukturalizácia firmy,
3. nesplatenie záväzku,
4. odmietnutie splatiť záväzok,
5. bankrot.

Default je udalosť, ktorej frekvencia nastania je relatívne malá. Pred okamihom defaultu je veľmi ťažké klasifikovať podniky na tie ktoré zbankrotujú a na tie ktoré budú vyvíjať svoju činnosť naďalej. Maximálne môžeme odhadnúť pravdepodobnosť nastania bankrotu. Znalosť pravdepodobnosti bankrotu umožňuje odhadnúť tzv. kreditný spread¹⁰, ktorý bude kompenzovať veriteľom, dodávateľom, štátu, apod. možnú majetkovú ujmu spojenú s podstupovaným rizikom bankrotu.

Štruktúrne modely predpokladajú, že spomínané predikcie sú už zohľadnené v trhových cenách firemných aktív. V prípade, že ceny firemných aktív nie sú pozorovateľné¹¹, predpokladá sa aspoň znalosť trhových cien firemných akcií, popr. trhových cien niektorých

⁵ KMV Corporation, *Credit Monitor Overview*, San Francisco, California. 1993.

⁶ Pravdepodobnosť defaultu stanovená na základe postupov KMV modelu je v súčasnej dobe komerčným produktom ratingovej spoločnosti Moody 's.

⁷ Moody's KMV Company: Modeling Default Risk. www.moodyskmv.com

⁸ Táto požiadavka je však v prostredí rozvíjajúcich sa kapitálových trhov značne obmedzujúca, až nereálna.

⁹ Default reprezentujú najmä posledné tri kreditné udalosti.

¹⁰ prirážku nad bezrizikovou úrokovú sadzbu

¹¹ čo je situácia nastávajúca vo väčšine prípadov

záväzkov (napr. dlhopisov). Ak nie sú k dispozícii ani tieto dáta, je použiteľnosť štrukturálnych predikčných modelov limitujúca. Účtovná hodnota aktív totiž nie je zvyčajne porovnateľná s trhovou cenou aktív, pretože zohľadňuje iba historickú obstarávaciu cenu, výšku odpisov a opravné položky. Nezachytáva teda budúce výnosy súvisiace s držbou aktíva a firemné príležitosti, ktoré sú zvyčajne zahrnuté až v trhových cenách.

2. Kealhofer, McQuown a Vasicek KMV model

Model KMV vyvinuli Kealhofer, McQuown a Vasicek a momentálne je komerčným produktom spoločnosti Moody's. Model KMV je vzhľadom na vstupné premenné najčastejšie aplikovaný na predikciu nadchádzajúceho roku a pre verejne-obchodovateľne podniky. Spoločnosť Moody's však vie svojím klientom predikovať finančné zdravie aj pre neverejne-obchodovateľne podniky a dlhší časový horizont ako jeden rok.

Model KMV pri kvantifikácii kreditného rizika, resp. pri predikcii finančného zdravia podniku využíva východiská a závery prác Mertona, t.j. na hodnotu vlastného imania spoločnosti taktiež pozerá ako na kúpnu opciu s podkladovým aktívom zodpovedajúcim hodnote aktív spoločnosti a realizačnou cenou na úrovni cudzích zdrojov financovania analyzovaného podniku. KMV model definuje zlyhanie analyzovaného podniku v momente, keď trhovú hodnotu podnikových aktív odvodená z trhovej ceny vlastného imania klesne pod úroveň splatných dlhov. Pre kvantifikáciu kreditného rizika následne KMV model zavádza novú premennú – vzdialenosť od bankrotu *Distance-to-Default* (DD), ktorá vyjadruje počet štandardných odchýlok trhovej hodnoty aktív analyzovaného podniku v čase t od úrovne cudzieho kapitálu splatného v čase T . Na určenie pravdepodobnosti defaultu spoločnosti je následne aplikovaná distribučná funkcia normovaného normálneho rozdelenia.

Hlavným cieľom KMV modelu je v dostatočnom predstihu predikovať **očakávanú pravdepodobnosť zlyhania** (EDF^{12} , *Expected Default Frequency*) teda pravdepodobnosť defaultu podniku, determinovanú kapitálovou štruktúrou podniku, trhovou hodnotou aktív a volatilitou týchto aktív.

Pod kapitálovou štruktúrou podniku rozumieme finančnú páku (*Leverage*), ktorá vyjadruje koľko € aktív pripadá na jedno € vlastného kapitálu. Ukazovateľ finančná páka bežne používaný vo finančnej analýze kalkuluje s účtovnou hodnotou aktív (historická cena aktív znížená o amortizáciu), v prípade KMV modelu však berieme do úvahy trhovú hodnotu aktív. Spôsobu stanovenia trhovej hodnoty aktív je potrebné venovať výnimočnú pozornosť, pretože práve diferencia medzi touto hodnotou a hodnotou cudzieho kapitálu v čase T jeho splatnosti determinuje pravdepodobnosť, že trhovú hodnotu aktív už nestačí na uspokojenie všetkých veriteľov podniku, ktorým v čase t vznikol nárok na splatenie ich kapitálu, dôsledkom čoho sa neúmerne zvýši kreditné riziko a nasleduje bankrot podniku.

KMV model na rozdiel od Mertonovho modelu rozlišuje záväzky na krátkodobé a dlhodobé. Majetkovo kapitálová štruktúra je znázornená na nasledujúcom obrázku.

¹² EDF vyjadruje pravdepodobnosť defaultu podniku v priebehu nadchádzajúceho roka.



Obr. 1: Bilancia podniku podľa KMV modelu

Zdroj: Vlastné spracovanie na základe [3], [5] a [10].

Podľa modelu KMV dochádza k bankrotu podniku, keď hodnota aktív klesne niekam medzi celkovou hodnotou pasív a hodnotu krátkodobých záväzkov, t.j. podnik aktuálne nemá dostatok peňažných prostriedkov potrebných na úhradu záväzkov s blízkou dobou splatnosti. Tento bod sa nazýva bod zlyhania (*Default Point*, DPT ¹³) a v KMV modeli je kvantifikovaný ako objem krátkodobých záväzkov navýšený o polovicu objemu záväzkov dlhodobých¹⁴:

$$DPT = KZ + \frac{1}{2} \cdot DZ \quad (1)$$

kde:

DPT - bod zlyhania

KZ - krátkodobé záväzky

DZ - dlhodobé záväzky

Vzdialenosť od zlyhania je potom číslo závislé od volatility výnosov a od vzdialenosti od strednej hodnoty rozdelenia trhovej ceny aktív na konci predikčného horizontu (pozri obrázok 2).

$$DD = \frac{A_1 - DPT}{\sigma} \quad (2)$$

kde:

DD ¹⁵ - vzdialenosť od zlyhania

A_1 - očakávaná trhová hodnota aktív na konci predikčného horizontu (najčastejšie jeden rok)

DPT - bod zlyhania

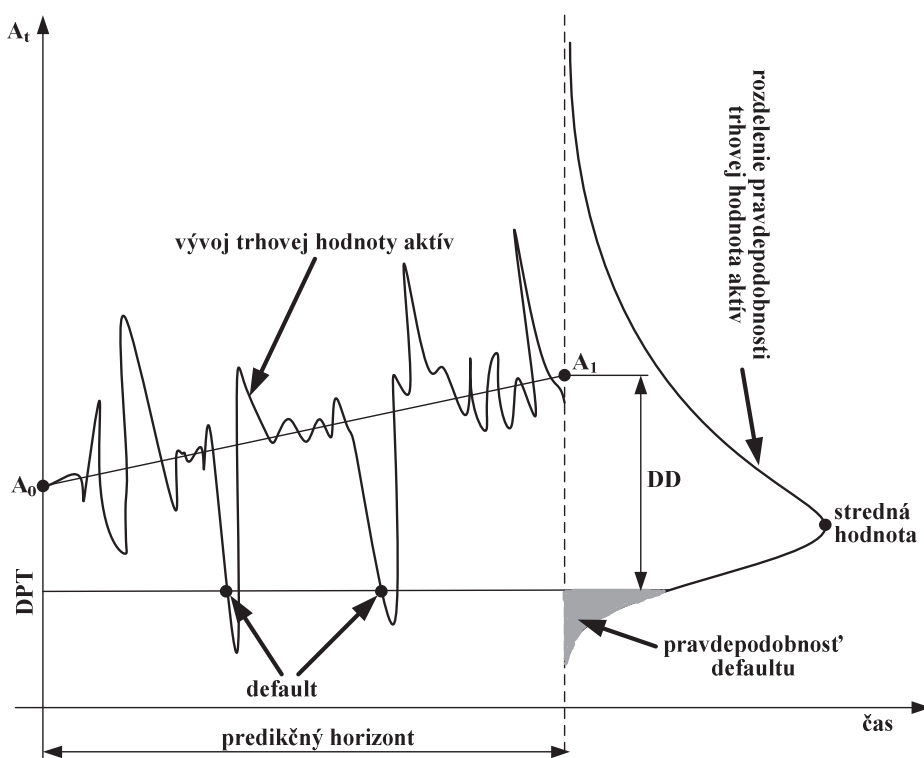
σ - volatilita výnosnosti aktív vyjadrená ako smerodajná odchýlka

¹³ V prípade, že trhová hodnota aktív poklesne pod túto hranicu dochádza k bankrotu

¹⁴ To znamená, že dlhodobá splatnosť dlhov dáva podnikom väčší priestor pre rozloženie splátok v čase a od vrátenie bankrotu.

¹⁵ Z uvedeného vzťahu vyplýva, že pre zníženie pravdepodobnosti bankrotu je podstatné maximalizovať trhovú hodnotu podnikových aktív pri súčasnom znížení zadlženia podniku. Takéto tvrdenie podporuje teóriu podnikových financií, ktorá za základný cieľ podnikania považujú maximalizáciu trhovej hodnoty podniku.

Vzdialenosť od zlyhania vyjadruje počet štandardných odchýlok medzi strednou hodnotou rozdelenia trhovej hodnoty aktív a kritickou hranicou bodu zlyhania. Inými slovami vyjadruje o koľko štandardných odchýlok je firma vzdialená od defaultu. Je logické, že čím bude predmetná vzdialenosť väčšia, tým pre podnik lepšie.



Obr. 2: Vzdialenosť od bankrotu

Zdroj: Vlastné spracovanie na základe [3], [5] a [10].

Podľa KMV modelu okamih defaultu nastáva, keď trhovú hodnotu aktív pretne defaultnú bariéru. Na rozdiel od Mertonovho modelu, KMV model uvažuje ľubovoľný okamih pretnutia defaultnej bariéry a nie iba okamih splatnosti T .

3. Záver

Zmeny cien akcií, špekulácie a volatilita aktív môžu meniť očakávanú početnosť zlyhaní podniku. Vyššiu volatilitu výnosov σ aktív je možné interpretovať ako určitú neistotu trhu ohľadne trhovej hodnoty podniku. Model KMV možno aplikovať iba na hodnotenie bonity podnikov, pričom predmetná bonita závisí takmer výhradne od informácií o ich trhovej hodnote, preto nie je možné tento model aplikovať tam, kde ceny akcií nereprezentujú skutočnú hodnotu podniku.

4. Literatúra

- [1] BLACK F. - SCHOLLES M (1973): The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, Volume 81(3, May – June), pp.637–654
- [2] BLACK, F. – COX, J. C. (1976): Valuing Corporate Securities - Some Effects of Bond Indebture Provisions. *Journal of Finance*, Volume. 31, pp. 351-367.
- [3] CROUHY M. - GALAI D. - MARK R (2000): A Comparative Analysis of Current Credit Risk Models. *Journal of Banking and Finance*, Volume 24(1–2), pp.59–117
- [4] GESKE R. (1977): The Valuation of Corporate Liabilities as Compound Options. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 12(4, November), pp.541–552.

- [5] HULL, J. – WHITE, A. (2000a) : Valuing Credit Default Swaps I – No Counterparty Default Risk. Working paper, University of Toronto.
- [6] HULL, J. – WHITE, A. (2000b) : Valuing Credit Default Swaps II – Modeling Default Correlations. Working paper, University of Toronto.
- [7] HULL, J. C. (2009): Risk Management and Financial Institutions, Second edition, Pearson Education.
- [8] JÍLEK, J. (2000): Finanční rizika. Praha: Grada,. ISBN 80-7169-579-3.
- [9] JORION, P. (2006): Value at Risk, McGraw-Hill Publisher, ISBN: 0-07146-495-6.
- [10] Kealhofer, S. (2003): Quantifying Credit Risk II – Debt Valuation. Financial Analysts Journal, May/June, vol. 3.
- [11] Kealhofer, S.(2003): Quantifying Credit Risk I – Default Prediction. Financial Analysts Journal, January/February, vol.1.
- [12] MERTON R. (1974): On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rate. Journal of Finance, 29(2, May), pp.449–470.

Autor

doc. Ing. Tomáš Klieštík, PhD.

Katedra ekonomiky, FPEDAS, ŽU v Žiline

Univerzitná 1

010 26 Žilina

041/5133221, tomas.kliestik@fpedas.uniza.sk

Testovanie validity modelu CAPM a možnosti jeho modifikácie CAPM Model Validity Testing and its Modification Possibilities¹

Tomáš Klieštík - Daniel Buc

Abstract: It is now more than half a century since Harry Markowitz has published his ground-breaking work, which represented a major turning point in financial economics. And next year it will be 50 years since William Sharpe published his article, where he defined the model CAPM as the first. He followed the portfolio theory of H. Markowitz and portfolio choice theory of J. Tobin. Capital asset price model has been subjected to many empirical tests and constructive criticism since its origin. That fact led often to derive new, resp. alternative models. There will be discussed empirical studies of Black, Jensen & Scholes, Fama & Macbeth and Blum & Friend in this paper.

Abstrakt: Uplynulo už viac ako pol storočia od publikovania prelomového diela Harryho Markowitza, ktoré predstavovalo obrovský zlom vo finančnej ekonómii. A na budúci rok tomu bude 50 rokov, čo publikoval svoj článok William Sharpe, v ktorom definoval ako prvý model CAPM. Nadviazal tak na teóriu portfólia H. Markowitza a teóriu verejnej voľby J. Tobina. Model oceňovania kapitálových aktív už od svojho vzniku bol vystavený mnohým empirickým testom a konštruktívnej kritike. Daná skutočnosť viedla častokrát k odvodeniu nových, resp. alternatívnych modelov. V predkladanom príspevku budú rozoberané empirické štúdie Black, Jensena&Scholesa, Fama&MacBetha a Blumeho&Frienda.

Key words: portfolio theory, risk, volatility, price, model.

Kľúčové slová: teória portfólia, riziko, volatilita, model.

JEL Classification: G11, G12, G14, G31.

Úvod

Základy modernej teórie portfólia položil Harry Markowitz svojim prelomovým článkom „*Portfolio selection*“, (Markowitz 1952) v ktorom opísal princípy zostavovania portfólia na základe využitia strednej hodnoty a smerodajnej odchýlky, resp. rozptylu výnosností jednotlivých cenných papierov². Dovtedy sa štandardne uvažovalo pri zostavovaní portfólia iba s výnosmi aktív, pričom práve Markowitz upozornil na nutnosť zaoberať sa aj rizikom zmeny výnosnosti konštruovaných portfólií, t.j. popísal a vysvetlil výhody diverzifikácie.

Na Markowitzové úvahy potom nadviazal Sharpe (1963), ktorý rozšíril Markowitzovú teóriu o praktické zostavovanie portfólií s väčším počtom cenných papierov. Ďalším míľnikom teórie portfólia je vytvorenie Modelu oceňovania kapitálových aktív (CAPM - *Capital Asset Pricing Model*), ktorý nadväzuje na prácu H. Markowitza a teóriu voľby portfólia J. Tobina³ (Tobin 1958). Model nezávisle na sebe vyvinuli W. F. Sharpe (1964), J. Lintner (1965) a J. Mossin (1966).

Markowitzov prístup a prístup CAPM sú v mnohých ohľadoch podobné, avšak CAPM opisuje správanie cien aktív v situácii, kedy je na trhu rovnováha, t.j. situácia keď sa množstvo cenných papierov, ktoré investori požadujú, rovná množstvu ponúkanému, pričom Markowitzov prístup danú skutočnosť nezohľadňuje. Okrem toho samozrejme CAPM zohľadňuje aj existenciu bezrizikových aktív. Model CAPM je dodnes, či už v pôvodnej alebo

¹ Tento príspevok je súčasťou riešenia grantovej úlohy: KLIEŠTIK, T.: Projekt VEGA 1/0357/11 - Výskum možnosti aplikácie fuzzy-stochastického prístupu a CorporateMetrics ako nástrojov kvantifikácie a diverzifikácie podnikových rizík.

² Z tohto dôvodu je táto teória často anglicky označovaná ako Mean-variance portfolio theory.

³ Zaoberal sa podielom trhovej hodnoty fyzického aktíva na jednej strane a nákladov spojených s opakovanou produkciou tohto aktíva na strane druhej.

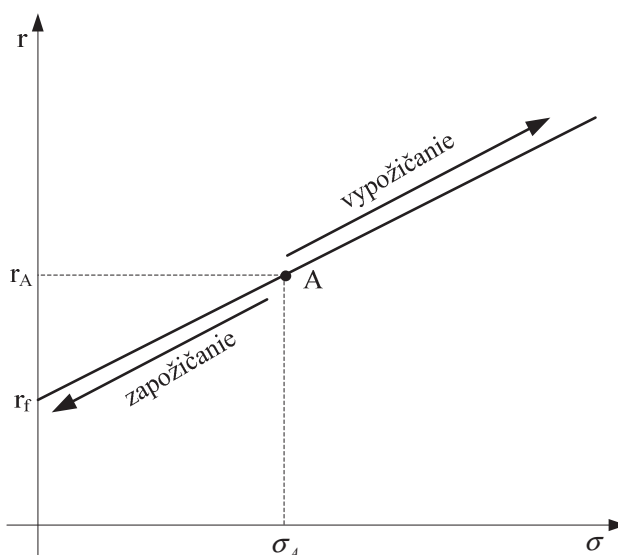
mnohokrát modifikovanej podobe, napriek viacerým racionálnym a relevantným výhradám aplikovaný pri správe finančných aktív, ohodnocovaní cenných papierov apod. Model CAPM sa stal jedným zo základných pilierov finančnej ekonómie a aj po takmer päťdesiatich rokoch od svojho vzniku je stále považovaný za dôležitú súčasť ekonómie, pretože je jednoduchý, elegantný, a pritom ho možno ľahko otestovať.

1. Základný tvar CAPM modelu

Model predstavuje zjednodušenie reality a preto vychádza z nasledujúcich zjednodušujúcich predpokladov týkajúcich sa fungovania trhov cenných papierov a psychológie investorov:

1. Investori ohodnocujú svoje portfóliá podľa ich očakávanej výnosnosti a smerodajnej odchýlky a na trhu fungujú v rámci jedného obdobia s rovnakým časovým horizontom.
2. Investori nie sú nikdy nasýtení, t. j. keď si môžu vybrať medzi dvoma inak rovnakými portfóliami, vyberú si to, ktoré má vyšší očakávaný výnos a súčasne majú odpor k riziku, t. j. keď majú možnosť výberu medzi inak rovnakými portfóliami, vyberú si to, ktoré má menšiu smerodajnú odchýlku.
3. Trh je hladký. Jednotlivé aktíva sú nekonečne deliteľné, t. j. existujú tzv. zlomkové akcie.
4. Neexistuje informačná asymetria, t. j. investori majú voľný prístup k úplným informáciám, ktoré sa týkajú cenných papierov a všetkého, čo súvisí s ich oceňovaním.
5. Abstrahuje sa od transakčných nákladov a daní.
6. Existuje bezriziková úroková sadzba, pri ktorej môže investor požičiavať (investovať) alebo si vypožičiavať peniaze a pre všetky subjekty na trhu je rovnaká.
7. Rozhodnutia individuálnych investorov neovplyvňujú trhové ceny, t. j. investori vystupujú na trhu ako tzv. price-takers.

Na rozdiel od Markowitzovho prístupu v modeli CAPM uvažujeme už aj s bezrizikovým aktívom⁴ do ktorého môžu investori investovať (hovoríme o zapožičaní za bezrizikovú sadzbu), resp. držať toto aktívum na krátko (hovoríme o vypožičaní si za bezrizikovú sadzbu). Predpokladáme, že na trhu existuje jeden bezrizikový cenný papier s výnosnosťou r_f a jedno bezrizikové aktívum A. Daná situácia je znázornená na nasledujúcom obrázku.



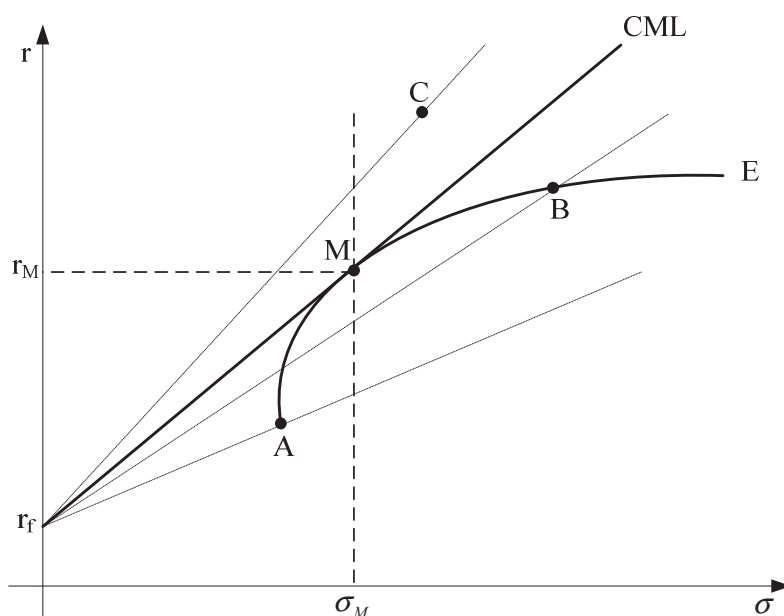
Obr. 1: Zapožičanie a vypožičanie si bezrizikového aktíva podľa CAPM modelu

Prameň: Guerard, str. 11

⁴ Aproximuje sa najčastejšie štátnymi dlhopismi. Aj keď nie každý štátny dlhopis môžeme v reálnom svete považovať za bezrizikový.

Priamka vychádzajúca z bodu r_f a prechádzajúca bodom A znázorňuje efektívnu množinu portfólií. Výnosnosť r_A a riziko σ_A aktíva A rozdeľuje efektívnu množinu na dve časti: naľavo investori za bezrizikovú sadzbu zapožičiavajú a napravo si vypožičiavajú. Optimum každého investora potom bude dané jeho funkciou užitočnosti a bodmi dotyku indifferenčných kriviek a efektívnej hranice.

Priamku na ktorej ležia všetky efektívne portfóliá nazývame priamka kapitálového trhu (CML – *Capital Market Line*) a vyjadruje vzťah medzi očakávanou výnosovou mierou portfólia a štandardnou odchýlkou výnosov efektívnych portfólií, t.j. kvantifikuje výkonnosť efektívnych portfólií. Budeme uvažovať o kombinácii bezrizikového aktíva a ľubovoľného rizikového portfólia ležiaceho na efektívnej množine, ktorú predstavuje kladná vetva hyperboly E .



Obr. 2: Priamka kapitálového trhu CML a investičné stratégie

Prameň: Amenc&Le Sourd, str. 86

Racionálni investori si zvolia buď trhové portfólio M alebo kombináciu trhového portfólia M a pôžičky alebo výpožičky za bezrizikovú sadzbu podľa svojich rizikovo-výnosových preferencií. V smere doprava nahor si investor prostriedky vypožičiava a naopak smerom doľava nadol investor prostriedky zapožičiava inému subjektu. Výška bezrizikovej sadzby r_f reprezentuje cenu času, resp. cenu odloženej spotreby a sklon CML reprezentuje cenu za podstupené riziko. Stratégie racionálneho investora sa budú pohybovať na polpriamke r_fM , pretože všetky kombinácie ležiace na polpriamkach r_fA alebo r_fB prinášajú investorovi menší potenciálny výnos pri rovnakom riziku⁵, t.j. nie sú efektívne. Stratégie ležiace na polpriamke r_fC síce prinášajú investorovi vyšší výnos pri rovnakom riziku, avšak trh takého investičné príležitosti negeneruje.

Na základe tzv. separačného teorému⁶ (Tobin 1958) racionálny investor najskôr zostaví portfólio zo všetkých rizikových aktív a následne ho doplní aj o bezrizikové aktívum tak, že

⁵ Ide o dodržanie predpokladu nenasýtenosti investora.

⁶ V odbornej literatúre sa môžeme stretnúť aj s pojmom „veta o vyčlenení dvoch fondov“.

váhy jednotlivých cenných papierov, t.j. ich relatívne podiely sa rovnajú jednej. Pôvodná verzia modernej teórie portfólia nepočítala s tým, že niektorý cenný papier by mohol mať smerodajnú odchýlku rovnú nule. Výnos bezrizikového aktíva je istý, t.j. nehrozí riziko nesplatenia a jeho splatnosť sa musí presne zhodovať s dobou držania portfólia. Najčastejšie sa za bezrizikové aktívum považujú štátne pokladničné poukážky (Treasury bill) alebo štátne dlhopisy. Vzhľadom k tomu, že štandardná odchýlka bezrizikového aktíva je nulová, je jeho kovariancia s každým rizikovým aktívom nulová.

Na základe uvedených skutočností môžeme odvodiť analytický tvar priamky kapitálového trhu, na ktorej ležia všetky efektívne portfólia tvorené jednak rizikovými cennými papiermi, ale aj bezrizikovým aktívom. Na rozdiel od situácie znázornenej na obrázku 1, keď išlo iba o jeden rizikový cenný papier A, teraz pôjde o celé rizikové portfólio.

$$r_P = r_f + \left(\frac{r_M - r_f}{\sigma_M} \right) \sigma_P \quad (1)$$

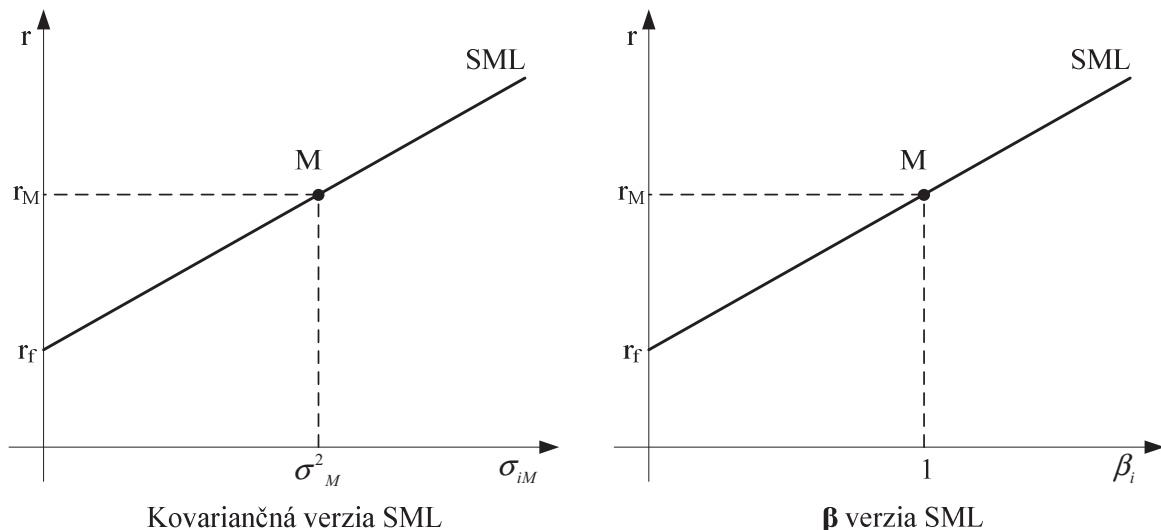
kde: r_f je výnosnosť bezrizikového aktíva, r_M je očakávaná výnosnosť trhového portfólia, σ_P predstavuje riziko portfólia vyjadrené jeho smerodajnou odchýlkou, σ_M je riziko trhu, a r_P je očakávaný výnos portfólia.

Priamka trhu cenných papierov (SML - *Security Market Line*) nevyjadruje na rozdiel od CML vzťah medzi očakávaným výnosom a smerodajnou odchýlkou pre portfólio, ale pre jednotlivý cenný papier. Priamka SML platí pre jednotlivé, individuálne cenné papiere ale aj individuálne portfólia, ktoré môžu byť ako efektívne, tak aj neefektívne, zatiaľ čo priamka CML je platná výlučne len pre portfólia efektívne. Analytický tvar SML môžeme vyjadriť v tzv. kovariančnom tvare (2) alebo v β tvare (3):

$$r_i = r_f + \left(\frac{r_M - r_f}{\sigma_M^2} \right) \sigma_{iM} \quad (2)$$

$$r_i = r_f + \beta_i (r_M - r_f), \quad \text{kde } \beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} \quad (3)$$

kde r_i je očakávaný výnos individuálneho cenného papiera, resp. individuálneho portfólia, σ_M^2 je rozptyl trhu a σ_{iM} je kovariancia medzi trhom a individuálnym cenným papierom.



Obr. 3: Kovariančná a β verzia priamky SML

Prameň: Elton&Gruber, str. 283

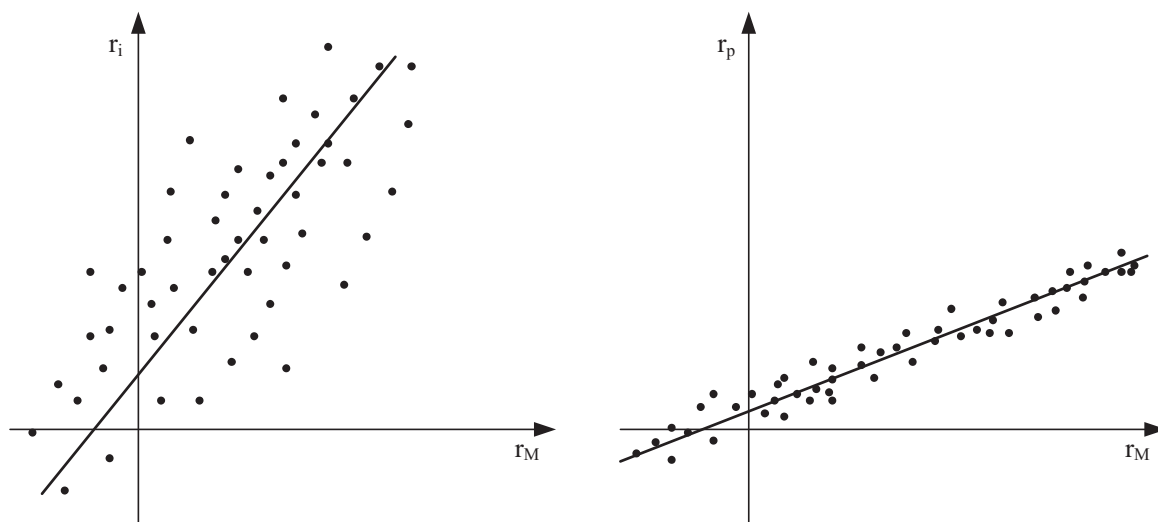
Koeficient β_i meria citlivosť výnosovej miery cenného papiera na zmeny trhovej výnosovej miery. Pre trhové portfólio M je $\beta_i = 1$. Ofenzívne aktíva, pre ktoré je $\beta_i > 1$, reagujú na 1% nárast očakávanej výnosovej miery trhového portfólia zvýšením svojho dodatočného výnosu o viac ako 1%. Naopak defenzívne aktíva, pre ktoré je $0 < \beta_i < 1$, reagujú na zmeny menej ako trhové portfólio. A aktíva, pre ktoré je $\beta_i < 0$, reagujú na 1% nárast očakávanej výnosovej miery trhového portfólia znížením svojho dodatočného výnosu. V prípade, že $\beta_i = 1$ ide o neutrálny cenný papier a jeho výnosnosť kolíše spolu s trhom.

Celkové riziko cenného papiera je možné rozložiť na dve zložky - systematické (trhové) a nesystematické (jedinečné) riziko:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_M^2 + \sigma_{\varepsilon,i}^2, \quad (4)$$

kde: $\beta_i^2 \sigma_M^2$ predstavuje systematické riziko a $\sigma_{\varepsilon,i}^2$ je riziko nesystematické.

Systematické riziko vyjadruje koeficient β a nie je možné ho znížiť diverzifikáciou. Naopak nesystematické riziko, ktoré sa týka každého cenného papiera zvlášť je možné znížiť diverzifikáciou. Na obrázku 4 je graficky znázornený význam koeficienta β a nesystematického rizika na prípade agresívneho, resp. ofenzívneho cenného papiera i a defenzívneho portfólia p . r_i predstavuje výnos cenného papiera r_p je výnos portfólia a r_M je trhový výnos. Závislosť medzi r_i , resp. r_p a r_M je aproximovaná regresnou priamkou, ktorej sklon je rovný koeficientu β a vyjadruje systematické riziko. Odchýlky jednotlivých hodnôt od priamky ukazujú nesystematické riziko, ktoré je v prípade portfólia p výrazne znížené diverzifikáciou.



Obr. 4: Systematické a nesystematické riziko

Prameň: Vlastné spracovanie

2. Testovanie validity modelu CAPM

Takmer hneď od vzniku, bol model CAPM mnohokrát podrobený empirickým testom a okrem toho je neustále pod paľbou kritikov. Model kritizoval napríklad Richard Roll (Roll 1977), ktorý argumentoval tým, že model CAPM je v praxi absolútne nepoužiteľný. Index burzy podľa Rolla nevie dostatočným spôsobom aproximovať trhové portfólio M zahŕňajúce všetky rizikové aktíva (napr. cenné papiere, komodity, ale aj nehnuteľnosti popri prípade aj ľudský kapitál). Empirické testy preto iba testujú, či je dané portfólio efektívne alebo nie. Roll súčasne vylúčil aj akékoľvek možné budúce vyriešenie tohto problému. Štúdie zaoberajúce

sa testovaním CAPM sa síce viac-menej zhodujú na existencii lineárneho vzťahu medzi výnosom a systematickým rizikom, avšak nepotvrdili rovnosť bezrizikovej sadzby r_f a výnosu portfólií, ktoré nie sú korelované s trhovým portfóliom. Výnos týchto portfólií je vyššia ako bezriziková sadzba r_f a sklon priamky SML naopak nižší ako predikuje model, čo môže byť spôsobené napr. heteroskedasticitou rezíduí alebo zápornou koreláciou medzi bezrizikovou sadzbou a očakávanú výnosovú mierou portfólia r_M .

Empirické testovanie CAPM modelu sleduje v princípe dva ciele: otestovať, či majú byť na určitej hladine významnosti teoretické závery zamietnuté alebo prijaté a poskytnúť aposteriórne informácie potrebné k rozhodovaniu na finančných trhoch. Uvádzame niektoré najznámejšie validačné testy modelu CAPM: Blume (1971), Black, Jensen&Scholes (1972), Blume&Friend (1973), Fama&MacBeth (1973), Reinganum (1973), Banz (1981), Handa, Kothari&Wasley (1989), či Fama&French (1992) a mnoho ďalších. Niektoré z nich uvádzame podrobnejšie.

Vo všeobecnosti existujú dva prístupy k testovaniu CAPM modelu, ktoré sa líšia filozofiou, resp. uhlom pohľadu na členy v rovnici (3):

- Testy založené na časových radoch – sú aplikované na základe historickej výnosnosti cenných papierov, bezrizikového aktíva a trhového indexu jednak na odhad koeficienta β cenného papiera ale aj na určenie validačnej schopnosti modelu popísaného rovnicou (3)
- Testy založené na prierezových údajoch – ich cieľom je skonštruovať priamku trhu cenných papierov pri súčasnom odhade rizikovej prémie trhového portfólia ($r_M - r_f$), ktorá má v tomto prípade podobu parametra.

Blume

Blume testoval stabilitu β cenných papierov obchodovaných na New York Stock Exchange na mesačných dátach počas 42 rokov. Testovacím obdobím boli roky 1926 – 1968. Časový rad rozdelil na šesť neprekrývajúcich sa sedemročných periód. Metódou najmenších štvorcov odhadol všetky koeficienty beta pre prvú periódu, vzostupne ich zoradil podľa veľkosti a vytvoril portfólio z n koeficientov beta pre $n = 1, 2, 4, 7, 10, 35, 50, 75, 100$. Pre každé takto zostavené portfólio odhadol betu vo všetkých ďalších periódach a potom otestoval, ako vysoko korelované boli bety z jedného a druhého portfólia. Dospel k záveru, že bety sú stabilné pre portfóliá s vysokým počtom cenných papierov, avšak pre jednotlivé cenné papiere stabilné nie sú.

Ďalej zistil tendenciu bety konvergovať v čase k priemernej bete rovnej jednej, preto navrhol adaptačnú metodiku na eliminovanie tejto empirické zákonitosti, pomocou ktorej bety vypočítané z minulej periódy t sa navracajú k betám vypočítaným z predchádzajúcej periódy $t-1$. Lineárnou regresiou vrátil bety akcií z neskoršieho obdobia proti betám zo skoršieho obdobia do pôvodného stavu a nasledovaním tohto postupu získal priamku, ktorá kvantifikuje tendenciu predpovedaných bet byť bližšie k rovnakej hodnote ako odhady z historických dát. Adaptačná rovnica na prispôbovanie bet má nasledujúci tvar:

$$\beta_{(roky\ od\ 1\ do\ 7)} = 0,343 + 0,667 \cdot \beta_{(roky\ od\ -1\ do\ -7)} \quad (5)$$

Na základe Blumeho odhadu potom znižujeme vyššie hodnoty bet a naopak zvyšujeme tie nižšie. Okrem toho modifikujeme priemernú úroveň bet pre celkový počet akcií. Adaptačná rovnica kvantifikuje vzťah medzi betami dvoch prekrývajúcich sa periód, čo znamená, že ak sa priemerná beta v týchto dvoch periódach zvyšuje, výsledkom bude zvyšovanie bet aj ďalších periódach. Blume zistil, že prispôbené bety majú menší priemer štvorcových chýb predpovedí ako neprispôbené odhady.

Fama&MacBeth

Hoci pôvodná štúdia bola uskutočnená už v roku 1973 je pomerne často používaná na overovanie modelov aj v súčasnosti. Autori pracovali s dátami za roky 1935 až 1968, ktoré rozdelili na sekvencie troch období:

- V prvej sedemročnej perióde odhadli β_i pre každý cenný papier z rovnice (3) a podľa tohto koeficientu ich zlúčili do 20 portfólií.
- V ďalšej päťročnej perióde znovu odhadli β_i cenných papierov a z nich vypočítali priemerné β_p portfólia.
- Pre poslednú štvorročnú periódu vykonali pre každý mesiac prierezovú regresiu:

$$r_{pt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\gamma}_{2t}\hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \hat{\gamma}_{3t}\bar{s}_{p,t-1}(\hat{\epsilon}_i) + \eta_{pt} \quad (6)$$

$$p = 1, 2, \dots, 20$$

kde: $\hat{\beta}_p$ sú odhady z regresíí časových radov, $\bar{s}_{p,t-1}(\hat{\epsilon}_i)$ je smerodajná odchýlka reziduí z týchto regresíí a $\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2, \hat{\gamma}_3$ sú odhadované parametre.

Fama a MacBeth otestovali nasledujúce hypotézy vychádzajúce zo samotného modelu CAPM:

- $E(\hat{\gamma}_{1t}) > 0$ - predmetná hypotéza je dôsledkom odporu k riziku, t.j. rizikovo averzného správania sa investorov, ktorí požadujú vyššie výnosy pri rizikovejších aktívach a teda $E(r_M) - E(r_0) > 0$,
- $E(\hat{\gamma}_{2t}) = 0$ - dôsledok lineárneho vzťahu medzi očakávanými výnosmi a rizikom ich dosiahnutia,
- $E(\hat{\gamma}_{3t}) = 0$ - predstavuje hypotézu o tom, že systematické vplyvy vylučujú vplyv iných faktorov rizika než β ,
- $E(\hat{\gamma}_{0t}) = E(r_{0t})$ - stredná hodnota interceptu je rovná očakávanému výnosu portfólia s nulovým koeficientom β .

Výsledky ich empirické analýzy akcií obchodovaných na New York Stock Exchange nevyvrátili ani jednu z hypotéz a ukazovali teda v prospech klasického modelu CAPM. Výsledky, ku ktorým dospeli Fama a MacBeth, potvrdzujú, že medzi rizikom a výnosovou mierou portfólia existuje pozitívna trade-off (s narastajúcou výnosovou mierou rastie aj riziko) a navyše, tento vzťah je lineárny. Na záver ešte potvrdili existenciu efektívnych kapitálových trhov (t.j. trhov, na ktorých ceny cenných papierov plne odrážajú dostupné informácie). Okrem toho konštatovali, že náhodná (reziduálna) zložka nemá na výnosnosť cenného papiera vplyv.

Black, Jensen&Scholes

Autori testovali klasickú rovnicu CAPM (3) za roky 1926-1966 pomocou časových radov aj prierezových dát. Na základe informácií o všetkých obchodovaných firmách na New York Stock Exchange a pre väčšiu efektivitu testu (v tom zmysle, aby poskytoval informácie o viac ako jednom aktíve) jednotlivé cenné papiere zlúčili do portfólií nasledujúcim spôsobom:

- Najskôr odhadli metódou najmenších štvorcov koeficient β_i pre každý cenný papier a každú päťročnú periódu z rovnice:

$$r_{dt} = \alpha_i + r_{dt}\beta_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$r_d = r_i - r_f \quad (8)$$

kde: r_d je diferenčný výnos jednotlivého cenného papiera nad bezrizikovou sadzbou r_f , ε je náhodná chyba a α je intercept.

- Ďalej boli cenné papiere zlúčené do 10 portfólií podľa odhadovaných koeficientov β_i .
- Pre 10 portfólií boli vypočítané výnosy r_{pt} pre 12 nasledujúcich mesiacov po päťročnej perióde.

$$r_{pt} = \alpha_{pt} + \beta_{pt} r_M + \varepsilon_{pt} \quad (9)$$

kde r_p je výnosnosť portfólia a β_p platí pre celé portfólio, nie pre individuálny cenný papier.

Nutnosť skúmať portfólia namiesto jednotlivých cenných papierov bola vynútená pomerne častou vychýlenosťou odhadu β_i pre jednotlivé cenné papiere. Výsledkom ich výskumu boli najskôr odhady koeficientov $\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_{10}$ a následne aj odhady rovnice (3). Výsledkom druhej regresie je rovnica SML v tvare:

$$r_p = 0,00359 + 0,01080 \hat{\beta}_i \quad (10)$$

Výsledky Black, Jensen a Scholesovej štúdie odhalili, že koeficienty α_p sú konzistentne negatívne pre vysoké hodnoty β_p a naopak kladné pre $\beta_p < 1$. Dané výsledky sú skôr v prospech zamietnutia modelu CAPM, aj keď autori na záver argumentujú štatistickou nespoľahlivosťou odhadov.

3. Záver

V drvivej väčšine testov, ktorým bol model CAPM vystavený, bol potvrdený najmä lineárny vzťah medzi výnosnosťou a systematickým rizikom. Nepotvrdená však ostala napríklad rovnosť medzi bezrizikovou sadzbou a výnosom portfólií, ktoré nie sú korelované s trhovým portfóliom. Taktiež bola zamietnutá rovnosť sadzieb zapožičania a vypožičania. Aj keď prevažná väčšina empirických štúdií model zamietla, neznamená to však, že model CAPM všeobecne neplatí. Toto zamietnutie môže byť síce spôsobené skutočnou neplatnosťou modelu CAPM, ale na vine môže byť aj nesprávne použitie empirických metód či zlá voľba premenných, pretože model CAPM je všeobecný model, ktorý slúži na oceňovanie všetkých existujúcich aktív a nevzťahuje sa iba na finančné trhy.

4. Literatúra

- [1] BLACK, F. – JENSEN, C. M. – SCHOLES, M. (1972): *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests*. New York: Praeger Publishing Co.,
- [2] AMENC, N., - LE SOURD, V. (2003): *Portfolio Theory and Performance Analysis*. John Wiley & Sons, Chichester.,
- [3] ROLL, R. (1977): A critique of the asset pricing theory's tests. *Journal of Financial Economics*, vol. 4, str. 129-176.
- [4] GUERARD, J. B. (2010). *Handbook of Portfolio Construction: Contemporary Applications of Markowitz Techniques*. Springer, New York.
- [5] LINTNER, J. (1965): The Valuation of Risk Assets and Selection of Risky Investments in Stock Portfolio and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, , vol. 47, str. 13 – 47.
- [6] SHARPE, F., W. (1964) Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Condition of Risk. *Journal of Finance*, , vol. 19, no. 3, str. 425-442.
- [7] MOSSIN, J. (1966) Equilibrium in a Capital Asset Pricing Market. *Econometrica*, , vol. 34, str. 768-83.

- [8] TOBIN, J.: (1958). *Liquidity preference as behavior towards risk*, The Review of Economic Studies, 25 (2), str. 65-86.
- [9] BLUME, M. – FRIEND, I. (1973): A New Look at the Capital Asset Pricing Model. *Journal of Finance*, , vol. 28, no. 1, str. 19-33.
- [10] BLUME, M. (1971): On the short term stationary of beta coefficient, *Financial Analysis Journal* 27(5), ,str.55-62.
- [11] FAMA, F., E. – MACBETH, D., J. (1973) Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, , vol. 81, no. 3, str. 607-636.
- [12] REIGANUM, R., M. (1981) A New Empirical Perspective on the CAPM. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, , vol. 16, no. 4, str. 439-462.
- [13] BANZ, R. (1981): The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, , vol. 9, no. 1, str. 3-18.
- [14] FAMA, F., E. – FRENCH, R., K. (1966): The CAPM is Wanted, Dead or Alive. *Journal of Finance*, , vol. 51, no. 5, str. 1947-1958.
- [15] HANDA P. - KOTHARI S.P. - WASLEY C (1989): The relation between the return interval and betas: Implications for the size effect, *Journal of Finance*, vol. 30, str.1123 — 1128.

Adresa autorov

doc. Ing. Tomáš Klieštík, PhD.

Katedra ekonomiky, FPEDAS, ŽU v Žiline

Univerzitná 1

010 26 Žilina

041/5133221, tomas.kliestik@fpedas.uniza.sk

Ing. Daniel Buc

Katedra ekonomiky, FPEDAS, ŽU v Žiline

Univerzitná 1

010 26 Žilina

041/5133201, daniel.buc@fpedas.uniza.sk

Analýza vzťahu podielu hospitalizovaných detských pacientov jednodňovej zdravotnej starostlivosti od kraja

Analysis of regional dependence of hospitalized young patients' ratio at one day surgery healthcare

Samuel Koróny, Beáta Gavurová

Abstrakt: Príspevok uvádza výsledky analýzy závislosti podielu hospitalizovaných detských pacientov jednodňovej zdravotnej starostlivosti od kraja za obdobie 2009 - 2011. Podiel hospitalizovaných je najviac závislý od kraja v prípade krajov Banská Bystrica, Bratislava Košice.

Abstract: The paper deals with dependency analysis results of hospitalized young patients ratio at one day surgery to Slovak regions during 2009 – 2011. Ratio of hospitalized young patients is the most dependent on regions in case of Banska Bytrica, Bratislava and Košice regions.

Kľúčové slová: jednodňová zdravotná starostlivosť, kontingenčné tabuľky

Keywords: One day healthcare, Cross tables

JEL classification: C25, I12

1. Úvod

V súčasnosti je jednodňová zdravotná starostlivosť (JZS) resp. jednodňová chirurgia stále viac považovaná za štandardnú plánovanú procedúru, ktorá môže byť výhodná nielen pre samotného pacienta a jeho rodinu, ale aj pre poskytovateľa zdravotnej starostlivosti. Jednodňová chirurgia alebo ambulantná chirurgia je definovaná ako operácia alebo procedúra, počas ktorej je pacient prijatý alebo prepustený z chirurgickej pohotovosti v ten istý deň. Rozvoj kvalitných služieb jednodňovej chirurgie v európskych krajinách je aj prioritou ich vlád v oblasti zdravotnej starostlivosti. Nedávny prieskum uskutočnený v 19 krajinách poukázal na signifikantné rozdiely v percentuálnom podiele realizovaných výkonov jednodňovej chirurgie (Toftgaard – Parmentier, 2006). Ich rozsah sa pohybuje od menej než 10 % (napr. Poľsko), až po viac než 80 % (USA, Kanada). Uvedené rozdiely sú zreteľné medzi krajinami, ale aj v rámci jednotlivých krajín, medzi nemocnicami v danej krajine, jej oddeleniami, ako aj špecialistami v rovnakej nemocnici (Gavurová et al. 2013). Výhody jednodňovej chirurgie sú rôzne, odborná literatúra najčastejšie uvádza (Castoro et al, 2007):

- kratší čas pobytu v nemocnici, čo umožní vyšetriť väčší počet pacientov a znížiť čakacie doby na chirurgické výkony,
- uvoľnenie lôžkových zariadení pre akútne prípady,
- možnosť promptného zrušenia plánovaných výkonov na daný deň v mimoriadnych situáciách,
- presný a efektívny plánovací systém, čo najviac prístupný pre pacientov,
- zníženie počtu potrebného zdravotníckeho personálu počas nočnej starostlivosti,
- zníženie času potrebného na realizáciu chirurgických výkonov a zníženie ich nákladnosti, využívanie pokroku v chirurgickej a anesteziologickej starostlivosti,
- lepšie využívanie vysoko nákladových špecializovaných zariadení operačných sál a zásob.

V našom príspevku na základe údajov poskytnutých Národným centrom zdravotníckych informácií sme chceli zistiť, či hospitalizácia pacienta JZS vo veku do 18 rokov je ovplyvnená geografickou polohou zdravotníckeho zariadenia (krajom), v ktorom bol pacient operovaný.

2. Vymedzenie materiálu skúmania a použitých metód

Podkladom pre naše analýzy boli údaje poskytnuté Národným centrom zdravotníckych informácií z ročného výkazu J (MZ SR) 1-01 o jednodňovej starostlivosti za roky 2009 až 2011 s počtami pacientov, ktorým bol uskutočnený výkon daného typu podľa kódu číselníka výkonov JZS z Vestníka Ministerstva zdravotníctva SR zo dňa 1.3.2006, čiastka 9-16, časť 23 – „Odborné usmernenie MZ SR o výkonoch jednodňovej zdravotnej starostlivosti“ (Gavurová et al., 2013).

Na testovanie vzťahu miery hospitalizácie a kraja sme použili analýzu kontingenčných tabuliek implementovanú v štatistickom systéme SPSS verzia 19. Pri teste sa porovnávajú skutočné absolútne početnosti v jednotlivých políčkach tabuľky s očakávanými absolútnymi početnosťami, ktoré by sme mali v prípade nezávislosti znakov. Nulová hypotéza testu je: dané dva znaky spolu nesúvisia. Alternatívna hypotéza: dané dva znaky spolu súvisia. Z hľadiska formálne štatistického stačí sa pozrieť pri každej tabuľke na p hodnotu testu a zistiť, či je menšia ako 0,05. To je štandardný postup pri malom počte testov a malých absolútnych počtoch v políčkach kontingenčných tabuliek. Pri väčšom počte testov a väčších absolútnych počtoch (náš prípad) je vhodné sprísniť kritickú p hodnotu. My sme zvolili za kritickú hodnotu Fisherovho testu $p = 0,001$. Zamietnutie nulovej hypotézy však ešte nehovorí nič o príčine významnosti testu. Pre zistenie príčiny významnosti vzťahu dvoch kategorických znakov použijeme tzv. „Adjusted Residual“, ktorý je definovaný vzťahom:

$$AR_{ij} = \frac{R_{ij}}{\sqrt{E_{ij} \left(1 - \frac{r_i}{W}\right) \left(1 - \frac{c_j}{W}\right)}}, \quad (1)$$

kde

f_{ij} je skutočná početnosť v i -tom riadku a j -tom stĺpci tabuľky,

$c_j = \sum_{i=1}^R f_{ij}$ je súčet za j -ty stĺpec, $r_i = \sum_{j=1}^C f_{ij}$ je súčet za i -ty riadok,

$W = \sum_{i=1}^R r_i = \sum_{j=1}^C c_j$ je celkový súčet tabuľky, $E_{ij} = \frac{r_i c_j}{W}$ je očakávaná početnosť.

Vzhľadom na väčšie počty testov a pacientov budeme v danom políčku signifikantný rozdiel medzi skutočnou a očakávanou početnosťou uvažovať pre $AR > |3,3|$.

3. Výsledky analýzy vzťahu podielu hospitalizovaných detských pacientov a kraja

Náš výskumný problém je, či podiel hospitalizovaných detských pacientov JZS závisí od kraja pre jednotlivé roky a špecializačné odbory. Budeme teda testovať štatistickú hypotézu, že podiel hospitalizovaných je rovnaký pre všetky kraje v danom roku a špecializačnom odbore. Podľa už spomínaného Odborného usmernenia MZ SR o výkonoch jednodňovej zdravotnej starostlivosti je sedem špecializačných odborov (Chirurgia, ortopédia, úrazová chirurgia a plastická chirurgia (ďalej „Chirurgia“), Gynekológia a pôrodnictvo (ďalej „Gynekológia“), Oftalmológia, Otorinolaryngológia (ďalej „ORL“), Urológia, Zubné lekárstvo a Gastroenterologická chirurgia a Gastroenterológia). Výkony JZS za posledné dva odbory sa vykazujú v minimálnej miere a preto sme ich nezahrnuli do ďalších analýz. Predpokladáme pritom, že zastúpenie jednotlivých typov výkonov JZS v každom odbore je zhruba rovnaké pre kraje. Pri relatívne konsolidovanom vývoji ľudskej populácie (bez veľkých prírodných alebo ekologických katastrof) je to vcelku rozumný predpoklad. Ak je

test významný, potom platí opak: podiel hospitalizovaných v aspoň jednom kraji je iný (významne väčší alebo menší), ako očakávaný podiel v danom roku a špecializačnom odbore.

V nasledujúcich troch tabuľkách sú uvedené len signifikantné výsledky (pre ušetrenie miesta) spolu s interpretáciami za roky 2009, 2010 a 2011. Obsahujú skutočné a relatívne (v percentách) počty hospitalizovaných a nehospitalizovaných detských pacientov pre špecializačné odbory (riadky tabuľky) a kraje (stĺpce tabuľky).

Tabuľka 1: Operovaní detskí pacienti verzus kraje SR za odbory JZS v roku 2009

Odbor		Kraj								Spolu
		Banská Bystrica	Bratislava	Košice	Nitra	Prešov	Trnava	Trenčín	Žilina	
Chir	Hospitalizovaní	1 1,1%	1 0,2%	6 1,9%	1 6,3%	1 1,4%	0 0,0%	10 11,5%	2 0,9%	22 1,7%
	Nehospitalizovaní	87 98,9%	441 99,8%	307 98,1%	15 93,8%	72 98,6%	71 100,0%	77 88,5%	220 99,1%	1290 98,3%
	Spolu	88 100,0%	442 100,0%	313 100,0%	16 100,0%	73 100,0%	71 100,0%	87 100,0%	222 100,0%	1312 100,0%
Gyn	Hospitalizovaní	0 0,0%	2 15,4%	12 50,0%	0 0,0%	0 0,0%	-	0 0,0%	0 0,0%	14 7,1%
	Nehospitalizovaní	15 100,0%	11 84,6%	12 50,0%	18 100,0%	21 100,0%	-	15 100,0%	92 100,0%	184 92,9%
	Spolu	15 100,0%	13 100,0%	24 100,0%	18 100,0%	21 100,0%	-	15 100,0%	92 100,0%	198 100,0%
ORL	Hospitalizovaní	482 100,0%	93 8,5%	62 12,3%	0 0,0%	0 0,0%	0 0,0%	4 5,6%	0 0,0%	641 18,6%
	Nehospitalizovaní	0 0,0%	1002 91,5%	444 87,7%	202 100,0%	606 100,0%	2 100,0%	68 94,4%	479 100,0%	2803 81,4%
	Spolu	482 100,0%	1095 100,0%	506 100,0%	202 100,0%	606 100,0%	2 100,0%	72 100,0%	479 100,0%	3444 100,0%

Interpretácia signifikantných výsledkov testovania za rok 2009:

- odbor Chirurgia (príčinou významnosti je Trenčiansky kraj, kde hospitalizovali nadmerne veľký počet 10 pacientov z celkového počtu 87 operovaných (11,5 %),
- odbor Gynekológia (Hlavnou príčinou významnosti je Košický kraj, kde hospitalizovali nadmerne veľký počet 12 detských pacientov z celkového počtu 24 operovaných (50 %). Druhou príčinou významnosti je Žilinský kraj bez hospitalizácie z 92 operovaných),
- odbor ORL (Predpoklad nezávislosti podielu hospitalizovaných od kraja je pri ňom najviac porušený za všetky odbory. Hlavnou príčinou významnosti je Banskobystrický kraj, kde všetci operovaní v počte 482 boli aj hospitalizovaní. Všetky ostatné kraje mali v roku 2009 významne menší alebo nulový podiel hospitalizovaných. V Prešovskom kraji zo všetkých 606 operovaných detí, ani jedno nebolo hospitalizované. Podobne to bolo v Žilinskom a Nitrianskom kraji.

Následne sme testovali rok 2010. Tabuľka 2 obsahuje výsledky testovania vzťahu podielu hospitalizovaných detských pacientov od kraja v roku 2010.

Tabuľka 2: Operovaní detskí pacienti verzus kraje SR za odbory JZS v roku 2010

Odbor		Kraj								Spolu
		Banská Bystrica	Bratislava	Košice	Nitra	Prešov	Trnava	Trenčín	Žilina	
Chir	Hospitalizovaní	5 6,3%	0 0,0%	0 0,0%	11 13,8%	55 38,2%	0 0,0%	48 19,4%	0 0,0%	119 8,4%
	Nehospitalizovaní	75 93,8%	142 100,0%	299 100,0%	69 86,3%	89 61,8%	105 100,0%	200 80,6%	320 100,0%	1299 91,6%
	Spolu	80 100,0%	142 100,0%	299 100,0%	80 100,0%	144 100,0%	105 100,0%	248 100,0%	320 100,0%	1418 100,0%
Gyn	Hospitalizovaní	0 0,0%	0 0,0%	11 73,3%	0 0,0%	0 0,0%	0 0,0%	0 0,0%	0 0,0%	11 4,1%
	Nehospitalizovaní	10 100,0%	9 100,0%	4 26,7%	29 100,0%	138 100,0%	2 100,0%	1 100,0%	64 100,0%	257 95,9%
	Spolu	10 100,0%	9 100,0%	15 100,0%	29 100,0%	138 100,0%	2 100,0%	1 100,0%	64 100,0%	268 100,0%
ORL	Hospitalizovaní	0 0,0%	118 13,3%	111 13,6%	0 0,0%	0 0,0%	1 1,3%	25 10,3%	5 0,9%	260 5,6%
	Nehospitalizovaní	479 100,0%	767 86,7%	708 86,4%	488 100,0%	1043 100,0%	77 98,7%	218 89,7%	574 99,1%	4354 94,4%
	Spolu	479 100,0%	885 100,0%	819 100,0%	488 100,0%	1043 100,0%	78 100,0%	243 100,0%	579 100,0%	4614 100,0%

Interpretácia výsledkov testovania za rok 2010:

- odbor Chirurgia (Hlavnou príčinou významnosti je Prešovský a Trenčiansky kraj, kde hospitalizovali nadmerne veľký počet pacientov z celkového počtu operovaných 55/144 (38,2 %), resp. 48/248 (19,4 %). Druhou príčinou významnosti je Žilinský, Košický a Bratislavský kraj, kde nehospitalizovali ani jedného detského pacienta),
- odbor Gynekológia (Hlavnou príčinou významnosti je Košický kraj s nadmerne veľkým podielom hospitalizovaných (73,3 %). Druhou príčinou významnosti je Prešovský kraj bez hospitalizácie (0/138),
- odbor ORL (Aj v roku 2010 je predpoklad nezávislosti podielu hospitalizovaných od kraja pri ňom najviac porušený za všetky odbory. Hlavnou príčinou významnosti je signifikantne vyšší podiel hospitalizovaných v Bratislavskom (13,3 %) a Košickom kraji (13,6 %). Druhou príčinou je nulový alebo nízky podiel hospitalizovaných v kraji Prešovskom, Banskobystrickom, Nitrianskom a Žilinskom.

Posledné uvádzané výsledky sú za rok 2011. Tabuľka 3 obsahuje výsledky testovania vzťahu podielu hospitalizovaných detských pacientov od kraja v roku 2011.

Tabuľka 3: Operovaní detskí pacienti verzus kraje SR za odbory JZS v roku 2011

Odbor		Kraj								Spolu
		Banská Bystrica	Bratislava	Košice	Nitra	Prešov	Trnava	Trenčín	Žilina	
Chir	Hospitalizovaní	0	4	67	49	212	50	10	66	458
		0,0%	1,3%	14,8%	33,8%	55,1%	10,4%	3,7%	11,9%	15,4%
	Nehospitalizovaní	391	305	386	96	173	429	257	487	2524
		100,0%	98,7%	85,2%	66,2%	44,9%	89,6%	96,3%	88,1%	84,6%
	Spolu	391	309	453	145	385	479	267	553	2982
		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Gyn	Hospitalizovaní	0	-	75	0	0	9	0	0	84
		0,0%	-	60,0%	0,0%	0,0%	33,3%	0,0%	0,0%	30,1%
	Nehospitalizovaní	10	-	50	68	14	18	14	21	195
		100,0%	-	40,0%	100,0%	100,0%	66,7%	100,0%	100,0%	69,9%
	Spolu	10	-	125	68	14	27	14	21	279
		100,0%	-	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Oftal	Hospitalizovaní	0	-	25	0	0	-	0	0	25
		0,0%	-	35,2%	0,0%	0,0%	-	0,0%	0,0%	14,0%
	Nehospitalizovaní	7	-	46	8	31	-	2	60	154
		100,0%	-	64,8%	100,0%	100,0%	-	100,0%	100,0%	86,0%
	Spolu	7	-	71	8	31	-	2	60	179
		100,0%	-	100,0%	100,0%	100,0%	-	100,0%	100,0%	100,0%
ORL	Hospitalizovaní	523	2	0	0	91	27	51	1	695
		81,0%	0,2%	0,0%	0,0%	3,9%	8,9%	9,5%	0,1%	9,4%
	Nehospitalizovaní	123	831	1249	215	2270	275	484	1256	6703
		19,0%	99,8%	100,0%	100,0%	96,1%	91,1%	90,5%	99,9%	90,6%
	Spolu	646	833	1249	215	2361	302	535	1257	7398
		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Interpretácia výsledkov testovania za rok 2011:

- odbor Chirurgia (Hlavnou príčinou významnosti je Prešovský a Nitriansky kraj s nadmerne veľkým podielom hospitalizovaných (55,1 %), resp. (33,8 %). Druhou príčinou významnosti je Banskobystrický, Bratislavský, Trnavský a Trenčiansky kraj s nízkym podielom hospitalizovaných),
- odbor Gynekológia (Hlavnou príčinou významnosti je Košický kraj s nadmerne veľkým podielom hospitalizovaných (60 %), Druhou príčinou významnosti je Nitriansky kraj bez hospitalizácie),
- odbor Oftalmológia (Na rozdiel od rokov 2009 a 2010 je test významný pre rok 2011. Významne väčší podiel hospitalizovaných bol v Košickom kraji (35,2 %). Naopak nulový bol v Žilinskom kraji),
- odbor Otorinolaryngológia (Výsledky sú opäť najviac signifikantné aj za rok 2011. Hlavnou príčinou je signifikantne vyšší podiel hospitalizovaných v Banskobystrickom kraji (81 %).

Všetky ostatné kraje okrem Trnavského a Trenčianskeho kraja majú významne nižší podiel hospitalizovaných).

4. Záver

JZS na Slovensku, rovnako ako aj v zahraničí využíva pozitívne výsledky viacerých výskumov a medicínskej praxe deklarujúce fakt, že v domácom prostredí najlepšie prebieha liečba a rekonvalescencia pacientov po operačných výkonoch. Moderná medicína, ako aj neustály vývoj v operačných technikách a s tým súvisiace spôsoby pooperačnej starostlivosti umožňujú pacientovi skrátiť dobu pobytu v nemocnici na minimum a tak čo najrýchlejšie sa zaradiť do bežného života. Napriek tomu väčšinu bežných nekomplikovaných operácií na Slovensku sprevádza zbytočne dlhý pobyt v nemocnici. Pri hodnotení efektívnosti realizácie výkonov JZS je potrebné prihliadať na to, že k finančným úsporám dochádza vtedy, ak sa hospitalizačné chirurgické výkony substituujú realizáciou výkonov jednodňovej chirurgie a hospitalizačné lôžka sa zredukovujú. Ak dochádza k rozvoju JZS bez komplementárnej redukcie hospitalizačných výkonov, celkové náklady rastú (hoci priemerné jednotkové klesajú). Finančné úspory zo zavedenia JZS sú zreteľné až po uzavretí nemocničných izieb (využívaných doposiaľ pri tradičnej chirurgii), prepustení prebytočných zamestnancov a zamedzení tvorbe nákladov z dôvodu udržiavania prázdnych nemocničných izieb (Gavurová et al. 2013). Na základe údajov poskytnutých NCZI sme uskutočnili analýzu vzťahov medzi pravdepodobnosťou hospitalizácie pacientov JZS vo veku do 18 rokov a krajom za roky 2009 – 2011. Predpoklad nezávislosti podielu hospitalizovaných detských pacientov od kraja je najviac porušený pre odbor Chirurgia, Gynekológia a Otorinolaryngológia. Na detailné interpretácie záverov vyplývajúcich z predkladaných analýz by sme potrebovali prístup k ďalším dátam, ktoré v súčasnosti sú v procese zisťovania a zberu prostredníctvom viacerých inštitúcií zdravotníckeho systému a tak zostávajú predmetom ďalších analýz.

5. Literatúra

CASTORO, C. – BERTINATO, L. – BACCAGLINI, U. – DRACE, C. A. – MCKEE, M. 2007. With the collaboration of IAAS Executive Committee Members. Policy Brief. Day surgery: making it happen. WHO European Centre for Health Policy 2007.

GAVUROVÁ, B. – ŠOLTÉS, V. – KAFKOVÁ, K. – ČERNÝ, Ľ. 2013. *Vybrané aspekty efektívnosti slovenského zdravotníctva. Jednodňová zdravotná starostlivosť a jej rozvoj v podmienkach Slovenskej republiky*. Košice: Technická univerzita, 2013. 275 s. ISBN 978-80-553-1438-9.

TOFTGAARD, C. – PARMENTER, G. 2006. International terminology in ambulatory surgery and its worldwide practice. In: Lemos P. et al., eds. Day Surgery Development and Practice. London, UK: International Association for Ambulatory Surgery (IAAS) 2006: 35-59.

Príspevok uvádza predbežné výsledky výskumu v súlade s podporeným projektom VEGA č. 1/1050/12 „Návrh systému merania výkonnosti v zdravotníckych zariadeniach na Slovensku a implementácia metrík výkonnosti.“

Adresa autorov:

RNDr. Samuel Koróny, PhD.
Inštitút ekonomických vied
Ekonomická fakulta UMB
Cesta na amfiteáter 1
974 01 Banská Bystrica
Email: samuel.korony@umb.sk

doc. Ing. Beáta Gavurová, PhD. MBA.
Ekonomická fakulta
Technická univerzita v Košiciach
Němcovej 32
040 01 Košice
Email: beata.gavurova@tuke.sk

Analýza vzťahu podielu hospitalizácie detských pacientov jednodňovej zdravotnej starostlivosti od odboru

Analysis of dependence of hospitalized young patients' ratio at one day surgery healthcare on field of activity

Samuel Koróny, Beáta Gavurová

Abstrakt: Príspevok uvádza výsledky analýzy závislosti podielu hospitalizovaných detských pacientov jednodňovej zdravotnej starostlivosti od špecializačného odboru za obdobie 2009 - 2011. Podiel hospitalizovaných je najčastejšie závislý od odboru v prípade chirurgie, otorinolaryngológie a gynekológie.

Abstract: The paper deals with dependency analysis results of hospitalized young patients ratio at one day surgery to field of activity during 2009 – 2011. Ratio of hospitalized young patients is the most frequently dependent on field of activity in case of surgery, otolaryngology, and gynaecology.

Kľúčové slová: jednodňová zdravotná starostlivosť, kontingenčné tabuľky

Keywords: One day healthcare, Cross tables

JEL classification: C25, I12

1. Úvod

Jednodňová zdravotná starostlivosť (ďalej JZS) na Slovensku je aktuálna len posledných desať rokov (pojem JZS sa využíva komplementárne s pojmom jednodňová chirurgia). Aj keď v zahraničí JZS úspešne funguje a realizuje sa ňou stále viac výkonov, na Slovensku sa adaptuje veľmi pomaly. Postupne dochádza aj u nás k optimalizácii medicínskych a úradníckych postupov. Pre porovnanie na Slovensku sa vykonáva formou JZS do 7 % operácií, oproti 40 – 70 % vo vyspelých krajinách. Rozvoj JZS na Slovensku je úzko spätý aj so vznikom Slovenskej asociácie jednodňovej chirurgie. Významným medzníkom v rozvoji jednodňovej chirurgie na Slovensku v roku 2002 bolo vydanie cenového opatrenia Ministerstva financií SR umožňujúcim platbu za sedem výkonov v očnej jednodňovej chirurgii (Vidová, 2007). V roku 2003 uvádzané cenové opatrenie obsahovalo už 174 výkonov jednodňovej chirurgie. Bol to prvý zoznam výkonov jednodňovej chirurgie z rôznych medicínskych odborov. Slovenská asociácia jednodňovej chirurgie v roku 2004 presadila vytvorenie legislatívneho rámca pre vznik pracovísk jednodňovej chirurgie, ako aj vyhlášku MZ SR prinášajúcu zoznam približne 230 operácií vhodných k realizácii formou jednodňovej chirurgie, pričom tento počet predstavuje minimálne 30 % všetkých realizovaných operácií na Slovensku. Rozširovaniu jednodňovej chirurgie v súčasnosti bránia aj geografické podmienky a sociálna situácia na Slovensku. Po operácii jednodňovej chirurgie musí pacient v nasledujúcich dňoch absolvovať ešte niekoľko kontrol, čo je problémom predovšetkým u starších ľudí zo vzdialenejších obcí. Z niektorých miest premáva autobusová doprava len sporadicky. Čiastočným riešením by mohol byť tlak zdravotných poisťovní najmä na menšie nemocnice, aby skracovali dobu hospitalizácie (Gavurová et al. 2013).

Cieľom nášho príspevku na základe údajov poskytnutých Národným centrom zdravotníckych informácií bolo zistiť, či hospitalizácia pacienta JZS vo veku do 18 rokov je ovplyvnená špecializačným odborom (ďalej „odbor“) chirurgického výkonu, ktorý bol pacientovi vykonaný. V druhej časti príspevku je stručne opísaný skúmaný súbor a použité metódy.

2. Vymedzenie materiálu skúmania a použitých metód

Podkladom pre naše analýzy boli údaje poskytnuté Národným centrom zdravotníckych informácií (ďalej NCZI) – Ročný výkaz J (MZ SR) 1-01 o jednodňovej starostlivosti za roky 2009 až 2011 s uvedenými počtami pacientov, ktorým bol uskutočnený výkon daného typu podľa kódu z číselníka výkonov JZS, vytvoreného na základe zoznamu výkonov uverejnených vo Vestníku Ministerstva zdravotníctva SR zo dňa 1.3.2006, čiastka 9-16, časť 23 – Odborné usmernenie MZ SR o výkonoch jednodňovej zdravotnej starostlivosti „Ročného výkazu jednodňovej starostlivosti“ (J (MZ SR) 1 – 01) (Gavurová et al. 2013). Analyzované boli dostupné údaje charakterizujúce jednodňovú zdravotnú starostlivosť pacientov do 18 rokov („juniori“) za obdobie 2009 - 2011.

Na testovanie vzťahu miery hospitalizácie a odboru sme použili analýzu kontingenčných tabuliek implementovanú v štatistickom systéme SPSS verzia 19. Pri teste sa porovnávajú skutočné absolútne početnosti v jednotlivých políčkach tabuľky s tzv. očakávanými absolútnymi početnosťami, ktoré by sme mali v prípade nezávislosti znakov. Nulová hypotéza testu je: dané dva znaky spolu nesúvisia. Alternatívna hypotéza: dané dva znaky spolu súvisia. Z hľadiska formálne štatistického stačí sa pozrieť pri každej tabuľke na p hodnotu testu a zistiť, či je menšia ako 0,05. To je štandardný postup pri malom počte testov a malých absolútnych počtoch v políčkach kontingenčných tabuliek. Pri väčšom počte testov a väčších absolútnych počtoch (náš prípad) je vhodné sprísniť kritickú p hodnotu. My sme zvolili za kritickú hodnotu Fisherovho testu $p = 0,001$. Zamietnutie nulovej hypotézy však ešte nehovorí nič o príčine významnosti testu. Pre zistenie príčiny významnosti vzťahu dvoch kategorických znakov použijeme tzv. „Adjusted Residual“, ktorý je definovaný vzťahom:

$$AR_{ij} = \frac{R_{ij}}{\sqrt{E_{ij} \left(1 - \frac{r_i}{W}\right) \left(1 - \frac{c_j}{W}\right)}}, \quad (1)$$

kde

f_{ij} je skutočná početnosť v i -tom riadku a j -tom stĺpci tabuľky,

$c_j = \sum_{i=1}^R f_{ij}$ je súčet za j -ty stĺpec, $r_i = \sum_{j=1}^C f_{ij}$ je súčet za i -ty riadok,

$W = \sum_{i=1}^R r_i = \sum_{j=1}^C c_j$ je celkový súčet tabuľky, $E_{ij} = \frac{r_i c_j}{W}$ je očakávaná početnosť.

Vzhľadom na väčší počet testov a väčšie početnosti operovaných pacientov budeme v danom políčku signifikantný rozdiel medzi skutočnou a očakávanou početnosťou uvažovať pre $AR > |3,3|$.

V nasledujúcej časti sú uvedené výsledky analýzy kontingenčných tabuliek.

3. Výsledky analýzy vzťahu podielu hospitalizovaných detských pacientov a odboru

Náš výskumný problém je, či podiel hospitalizovaných detských pacientov JZS závisí od odboru pre jednotlivé roky a kraje. Budeme teda testovať štatistickú hypotézu, že podiel hospitalizovaných je rovnaký pre všetky odbory v danom roku a kraji. Podľa Odborného usmernenia MZ SR o výkonoch jednodňovej zdravotnej starostlivosti číslo 06937/2006 z 30.1.2006 (uverejneného vo Vestníku MZ SR z 1. marca 2006, čiastka 9 -16, ročník 54, časť 23) je sedem špecializačných odborov (Chirurgia, ortopédia, úrazová chirurgia a plastická chirurgia (ďalej „Chirurgia“), Gynekológia a pôrodníctvo (ďalej „Gynekológia“),

Oftalmológia, Otorinolaryngológia (ďalej „ORL“), Urológia, Zubné lekárstvo a Gastroenterologická chirurgia a gastroenterológia). Výkony JZS za posledné dva odbory sa vykazujú v minimálnej miere a preto sme ich nezahrnuli do ďalších analýz. Predpokladáme pritom, že zastúpenie jednotlivých typov výkonov JZS v každom odbore je zhruba rovnaké pre kraje. Pri relatívne konsolidovanom vývoji ľudskej populácie (bez veľkých prírodných alebo ekologických katastrof) na Slovensku je to vcelku rozumný predpoklad. Ak je test významný, potom platí opak: podiel hospitalizovaných v aspoň jednom odbore je iný (významne väčší alebo menší), ako očakávaný podiel v danom roku a kraji.

V nasledovných troch tabuľkách sú uvedené pre ušetrenie miesta len významné výsledky spolu s interpretáciami za roky 2009, 2010 a 2011. Obsahujú skutočné a relatívne (v percentách) počty hospitalizovaných a nehospitalizovaných juniorov pre kraje (riadky tabuľky) a odbory (stĺpce tabuľky).

Tabuľka 1: Operovaní juniori verzus odbory za kraje v roku 2009

Kraj		Odbor					Spolu
		Chir	Gyn	Oftal	ORL	Urol	
Banská Bystrica	Hospitalizovaní	1 1,1%	0 0,0%	2 18,2%	482 100,0%	0 0,0%	485 80,3%
	Nehospitalizovaní	87 98,9%	15 100,0%	9 81,8%	0 0,0%	8 100,0%	119 19,7%
	Spolu	88 100,0%	15 100,0%	11 100,0%	482 100,0%	8 100,0%	604 100,0%
Bratislava	Hospitalizovaní	1 0,2%	2 15,4%	-	93 8,5%	-	96 6,2%
	Nehospitalizovaní	441 99,8%	11 84,6%	-	1002 91,5%	-	1454 93,8%
	Spolu	442 100,0%	13 100,0%	-	1095 100,0%	-	1550 100,0%
Košice	Hospitalizovaní	6 1,9%	12 50,0%	0 0,0%	62 12,3%	0 0,0%	80 5,0%
	Nehospitalizovaní	307 98,1%	12 50,0%	14 100,0%	444 87,7%	750 100,0%	1527 95,0%
	Spolu	313 100,0%	24 100,0%	14 100,0%	506 100,0%	750 100,0%	1607 100,0%

Interpretácia výsledkov testovania za rok 2009:

Test podielu hospitalizovaných od odboru je významný v prípade troch krajov - Banskobystrický, Bratislavský a Košický. V Banskobystrickom kraji ide hlavne o už spomínanú stopercentnú mieru hospitalizácie na odbore ORL. Podiely hospitalizácie vo všetkých ostatných odboroch sú menšie. V Bratislavskom kraji je významnosť testu spôsobená nízkym podielom hospitalizovaných na odbore Chirurgia (0,2 %) a vysokým na ORL (8,5 %). V prípade Košického kraja je vysoký podiel hospitalizovaných v odbore Gynekológia (50 %) a ORL (12,3 %). Odbor Urológia má nulovú hospitalizáciu.

Zrealizovali sme analýzu aj pre rok 2010. Tabuľka 2 obsahuje výsledky testovania vzťahu podielu hospitalizovaných juniorov od odboru v roku 2010.

Tabuľka 2: Operovaní juniori verzus odbory za kraje v roku 2010

Kraj		Odbor					Spolu
		Chir	Gyn	Oftal	ORL	Urol	
Banská Bystrica	Hospitalizovaní	5 6,3%	0 0,0%	0 0,0%	0 0,0%	0 0,0%	5 0,9%
	Nehospitalizovaní	75 93,8%	10 100,0%	2 100,0%	479 100,0%	4 100,0%	570 99,1%
	Spolu	80 100,0%	10 100,0%	2 100,0%	479 100,0%	4 100,0%	575 100,0%
Bratislava	Hospitalizovaní	0 0,0%	0 0,0%	6 14,3%	118 13,3%	0 0,0%	124 11,3%
	Nehospitalizovaní	142 100,0%	9 100,0%	36 85,7%	767 86,7%	18 100,0%	972 88,7%
	Spolu	142 100,0%	9 100,0%	42 100,0%	885 100,0%	18 100,0%	1096 100,0%
Košice	Hospitalizovaní	0 0,0%	11 73,3%	0 0,0%	111 13,6%	0 0,0%	122 5,8%
	Nehospitalizovaní	299 100,0%	4 26,7%	23 100,0%	708 86,4%	956 100,0%	1990 94,2%
	Spolu	299 100,0%	15 100,0%	23 100,0%	819 100,0%	956 100,0%	2112 100,0%
Nitra	Hospitalizovaní	11 13,8%	0 0,0%	0 0,0%	0 0,0%	0 0,0%	11 1,8%
	Nehospitalizovaní	69 86,3%	29 100,0%	1 100,0%	488 100,0%	17 100,0%	604 98,2%
	Spolu	80 100,0%	29 100,0%	1 100,0%	488 100,0%	17 100,0%	615 100,0%
Prešov	Hospitalizovaní	55 38,2%	0 0,0%	0 0,0%	0 0,0%	0 0,0%	55 4,1%
	Nehospitalizovaní	89 61,8%	138 100,0%	12 100,0%	1043 100,0%	4 100,0%	1286 95,9%
	Spolu	144 100,0%	138 100,0%	12 100,0%	1043 100,0%	4 100,0%	1341 100,0%

Interpretácia výsledkov testovania za rok 2010:

Test podielu hospitalizovaných od špecializačného odboru JZS je významný v prípade piatich krajov. V Banskobystrickom kraji je vysoký podiel na Chirurgii (6,3 %) a nulový na ORL. Zrkadlový obraz voči Banskobystrickému kraju je v Bratislavskom kraji. Tu je naopak podiel hospitalizovaných na odbore Chirurgia nulový a na ORL je to 13,3 %. V Košickom kraji sú zvýšené podiely v odboroch ORL (13,6 %) a Gynekológia (73,3 %). Na druhej strane sú odbory Urológia a Chirurgia s nulovými podielmi. V Nitrianskom kraji je vysoký podiel na Chirurgii (13,8 %) a nulový na ORL. Podobný vývoj sme zaznamenali aj v Prešovskom kraji - Chirurgia (38,2 %) a ORL (0 %). Posledné výsledky sú uvádzané za rok 2011. Tabuľka 3

obsahuje výsledky testovania vzťahu podielu hospitalizovaných juniorov od odboru v roku 2011.

Tabuľka 3: Operovaní juniori verzus odbory za kraje v roku 2011

Kraj		Odbor					Spolu
		Chir	Gyn	Oftal	ORL	Urol	
Banská Bystrica	Hospitalizovaní	0 0,0%	0 0,0%	0 0,0%	523 81,0%	0 0,0%	523 49,6%
	Nehospitalizovaní	391 100,0%	10 100,0%	7 100,0%	123 19,0%	1 100,0%	532 50,4%
	Spolu	391 100,0%	10 100,0%	7 100,0%	646 100,0%	1 100,0%	1055 100,0%
Košice	Hospitalizovaní	67 14,8%	75 60,0%	25 35,2%	0 0,0%	0 0,0%	167 5,4%
	Nehospitalizovaní	386 85,2%	50 40,0%	46 64,8%	1249 100,0%	1174 100,0%	2905 94,6%
	Spolu	453 100,0%	125 100,0%	71 100,0%	1249 100,0%	1174 100,0%	3072 100,0%
Nitra	Hospitalizovaní	49 33,8%	0 0,0%	0 0,0%	0 0,0%	0 0,0%	49 9,5%
	Nehospitalizovaní	96 66,2%	68 100,0%	8 100,0%	215 100,0%	78 100,0%	465 90,5%
	Spolu	145 100,0%	68 100,0%	8 100,0%	215 100,0%	78 100,0%	514 100,0%
Prešov	Hospitalizovaní	212 55,1%	0 0,0%	0 0,0%	91 3,9%	0 0,0%	303 10,8%
	Nehospitalizovaní	173 44,9%	14 100,0%	31 100,0%	2270 96,1%	26 100,0%	2514 89,2%
	Spolu	385 100,0%	14 100,0%	31 100,0%	2361 100,0%	26 100,0%	2817 100,0%
Trnava	Hospitalizovaní	50 10,4%	9 33,3%	-	27 8,9%	2 1,2%	88 9,0%
	Nehospitalizovaní	429 89,6%	18 66,7%	-	275 91,1%	163 98,8%	885 91,0%
	Spolu	479 100,0%	27 100,0%	-	302 100,0%	165 100,0%	973 100,0%
Žilina	Hospitalizovaní	66 11,9%	0 0,0%	0 0,0%	1 0,1%	0 0,0%	67 3,3%
	Nehospitalizovaní	487 88,1%	21 100,0%	60 100,0%	1256 99,9%	118 100,0%	1942 96,7%
	Spolu	553 100,0%	21 100,0%	60 100,0%	1257 100,0%	118 100,0%	2009 100,0%

Interpretácia výsledkov testovania za rok 2011:

V Banskobystrickom kraji je nulový podiel na Chirurgii a vysoký na ORL (81 %). V Košickom kraji sú odbory s relatívne vysokým podielom Chirurgia (14,8 %) a Gynekológia (60 %) a Oftalmológia (35,2 %). Na druhej strane sú odbory ORL a Urológia s nulovými podielmi. V Nitrianskom kraji je vysoký podiel na Chirurgii (33,8 %) a nízky (nulový) na ORL. Podobne je to v Prešovskom kraji - Chirurgia (55,1 %) a ORL (3,9 %). Trnavský kraj má vysoký podiel na odbore Gynekológia (33,3 %) a nízky na Urológii (1,1 %). V Žilinskom kraji je vyšší podiel na odbore Chirurgia (11,9 %) a nižší na ORL (0,1 %).

4. Záver

Jednodňová zdravotná starostlivosť na Slovensku rovnako ako v zahraničí využíva pozitívne výsledky viacerých výskumov a medicínskej praxe deklarujúce fakt, že v domácom prostredí najlepšie prebieha liečba a rekonvalescencia pacientov po operačných zákrokoch. Moderná medicína, ako aj neustály vývoj v operačných technikách a s tým súvisiace spôsoby pooperačnej starostlivosti umožňujú pacientovi skrátiť dobu pobytu v nemocnici na minimum a tak čo najrýchlejšie sa zaradiť do bežného života. Napriek tomu väčšinu bežných nekomplikovaných operácií na Slovensku sprevádza zbytočne dlhý pobyt v nemocnici. Na základe údajov poskytnutých NCZI sme uskutočnili analýzu vzťahov medzi pravdepodobnosťou hospitalizácie pacientov jednodňovej zdravotnej starostlivosti vo veku do 18 rokov a odborom JZS za roky 2009 – 2011. Predpoklad nezávislosti podielu hospitalizovaných detských pacientov od odboru je za všetky tri roky porušený v Banskobystrickom a Košickom kraji. Na detailné interpretácie záverov vyplývajúcich z analýz by sme potrebovali prístup k ďalším dátam, ktoré v súčasnosti sú v procese zisťovania a zberu prostredníctvom viacerých inštitúcií zdravotníckeho systému, a tak zostávajú predmetom následných analýz a výstupov z nich.

5. Literatúra

GAVUROVÁ, B. – ŠOLTÉS, V. – KAFKOVÁ, K. – ČERNÝ, Ľ. 2013. *Vybrané aspekty efektívnosti slovenského zdravotníctva. Jednodňová zdravotná starostlivosť a jej rozvoj v podmienkach Slovenskej republiky*. Košice: Technická univerzita, 2013. 275 s. ISBN 978-80-553-1438-9.

VIDOVÁ, E. 2007. Slovenská asociácia jednodňovej chirurgie. [online] [citované 13.09.2012]. Dostupné na internete: <<http://www.sajch.sk/>>

Príspevok prezentuje predbežné výsledky výskumu v súlade s podporeným projektom VEGA č. 1/1050/12 „Návrh systému merania výkonnosti v zdravotníckych zariadeniach na Slovensku a implementácia metrík výkonnosti.“

Adresa autorov:

RNDr. Samuel Koróny, PhD.
Inštitút ekonomických vied
Ekonomická fakulta UMB
Cesta na amfiteáter 1
974 01 Banská Bystrica
Email: samuel.korony@umb.sk

doc. Ing. Beáta Gavurová, PhD. MBA.
Ekonomická fakulta
Technická univerzita v Košiciach
Němcovej 32
040 01 Košice
Email: beata.gavurova@tuke.sk

Analýza vývoja podielu hospitalizovaných detských pacientov jednodňovej zdravotnej starostlivosti

Analysis of development of hospitalized young patients' ratio at one day surgery healthcare

Samuel Koróny, Beáta Gavurová

Abstrakt: Príspevok uvádza výsledky analýzy vývoja podielu hospitalizovaných detských pacientov jednodňovej zdravotnej starostlivosti za obdobie 2009 - 2011. Podiel hospitalizovaných je najčastejšie závislý od roka v odbore Chirurgia a Otorinolaryngológia.

Abstract: The paper deals with dependency analysis results of hospitalized young patients ratio at one day surgery to during 2009 – 2011. Ratio of hospitalized young patients is the most frequently dependent on the year in case of Surgery and Otolaryngology.

Kľúčové slová: jednodňová zdravotná starostlivosť, kontingenčné tabuľky

Keywords: One day health care, Cross tables

JEL classification: C25, I12

1. Úvod

Jednodňová zdravotná starostlivosť (JZS) resp. jednodňová chirurgia sa na Slovensku vyvíja už takmer 15 rokov, no jej rozvoj a intenzita je oproti ostatným krajinám stále nedostačujúca. Ak sa pozrieme na konkrétny vývoj jednodňovej chirurgie v roku 2007, Úrad pre dohľad nad zdravotnou starostlivosťou uviedol 37 000 uskutočnených výkonov JZS, čo bolo približne o 45 % viac ako v roku 2006 (Michalič, 2009). Ide o najbežnejšie, ako aj najčastejšie vykonávané operácie vo väčšine nemocníc SR. Z verejných zdrojov zaplatili zdravotné poisťovne (ďalej „poisťovne“) v roku 2007 za jednodňovú chirurgiu približne 9,56 milióna Eur (podľa konverzného kurzu zhruba 288 miliónov Sk). Podľa odhadov nemocniciam bola v tomto období uhradená finančná čiastka celkovo 896 miliónov Eur (cca 27 miliárd Sk). Rozvoj JZS by mohol šetriť peniaze (Vidová, 2009) znížením nákladov na prevádzku lôžkových častí nemocníc. Nemocničných lôžok bolo v predchádzajúcich rokoch na Slovensku viac, než pacienti nevyhnutne potrebovali aj podľa analýzy MZ SR (Gavurová et al. 2013). Aj napriek enormnému úsiliu Slovenskej asociácie jednodňovej chirurgie sa proces rozvoja JZS na Slovensku nepodarilo naplno rozvinúť (Vidová, 2009). Najlepšími medicínskymi odbormi pre fungovanie JZS sú oftalmológia, ORL a gynekológia (Oftalmológia je medicínsky odbor, kde sa formou jednodňovej chirurgie realizuje až 90 % všetkých operácií. Na Slovensku vo Zvolene je pracovisko, kde sa formou jednodňovej chirurgie začali robiť aj operácie na zadnom segmente oka). Formou JZS operujú aj všeobecní chirurgovia, ortopédi a plastickí chirurgovia. Od roku 2009 začali platiť nové podmienky v poskytovaní JZS. Vo vestníku MZ SR bol uvedený zoznam operácií, po ktorých môže byť pacient doma najneskôr do 24 hodín. Vestník obsahoval už 450 výkonov z chirurgických medicínskych odborov, z nich približne 130 výkonov sa dotýkalo aj detských pacientov (HUDECOVÁ, D. 2010). Mnohí detskí špecialisti - chirurgovia podporili toto rozhodnutie MZ SR, aj keď podmienky pre poskytovanie JZS pre deti sú ešte prísnejšie, ako pre dospelých. Základné podmienky JZS na Slovensku pre deti sú (Gavurová et al. 2013):

- chirurgický výkon nesmie byť dlhší než 90 minút,
- chirurgický výkon nesmie spôsobiť prílišné krvácanie a nesmie výrazne narušiť brušnú ani hrudnú dutinu,
- pred operáciou musí byť detský pacient v dobrom zdravotnom stave a prípadné systémové ochorenia musí mať stabilizované,

- výkony JZS môžu slúžiť len na plánované, nie akútne alebo urgentné operácie,
- legislatívne je JZS u detí zakázaná v prípadoch, ak dieťaťu zlyháva pečeň alebo srdce, má sklony ku krvácaniu, má novozistený šelest, onkologické ochorenie, nekontrolovaný diabetes mellitus, infekčnú chorobu alebo ťažkú bronchiálnu astmu,
- špecifické pooperačné komplikácie hrozia tým deťom, ktoré sa narodili predčasne, s nízkou pôrodnou hmotnosťou, alebo sa narodili so zdravotnými komplikáciami, ktoré sa po operácii prejavujú zástavou dýchania,
- JZS sa nesmie poskytnúť ani detským pacientom, o ktorých sa rodičia v prvých hodinách po prepustení nedokážu postarať.

Uvedené špecifiká detskej JZS sú aj dôležitými determinantmi jej rozvoja v podmienkach Slovenska. Preto sme sa v príspevku zamerali na hlbšie analýzy, ktorými sme chceli zistiť, či hospitalizácia pacienta JZS vo veku do 18 rokov je ovplyvnená rokom, v ktorom bol pacient operovaný.

2. Vymedzenie materiálu skúmania a použitých metód

Podkladom pre naše analýzy boli údaje poskytnuté NCZI – Ročný výkaz J (MZ SR) 1-01 o jednotňovej starostlivosti za roky 2009 až 2011 s uvedenými počtami pacientov, ktorým bol uskutočnený výkon daného typu podľa kódu z číselníka výkonov JZS, vytvoreného na základe zoznamu výkonov uverejnených vo Vestníku Ministerstva zdravotníctva SR zo dňa 1.3.2006, čiastka 9-16, časť 23 – Odborné usmernenie MZ SR o výkonoch jednotňovej zdravotnej starostlivosti „Ročného výkazu jednotňovej starostlivosti“ (J (MZ SR) 1 – 01). Analyzované boli dostupné údaje charakterizujúce jednotňovú zdravotnú starostlivosť pacientov do 18 rokov („juniori“) za obdobie 2009 - 2011.

Na testovanie vzťahu miery hospitalizácie a roku sme použili analýzu kontingenčných tabuliek implementovanú v štatistickom systéme SPSS verzia 19. Pri teste sa porovnávajú skutočné absolútne početnosti v jednotlivých políčkach tabuľky s tzv. očakávanými absolútnymi početnosťami, ktoré by sme mali v prípade nezávislosti znakov. Nulová hypotéza testu je: dané dva znaky spolu nesúvisia. Alternatívna hypotéza: dané dva znaky spolu súvisia. Z hľadiska formálne štatistického stačí sa pozrieť pri každej tabuľke na p hodnotu testu a zistiť, či je menšia ako 0,05. To je štandardný postup pri malom počte testov a malých absolútnych počtoch v políčkach kontingenčných tabuliek. Pri väčšom počte testov a väčších absolútnych počtoch (naš prípad) je vhodné sprísniť kritickú p hodnotu. My sme zvolili za kritickú hodnotu Fisherovho testu $p = 0,001$. Zamietnutie nulovej hypotézy však ešte nehovorí nič o príčine významnosti testu. Pre zistenie príčiny významnosti vzťahu dvoch kategorických znakov použijeme tzv. „Adjusted Residual“, ktorý je definovaný vzťahom:

$$AR_{ij} = \frac{R_{ij}}{\sqrt{E_{ij} \left(1 - \frac{r_i}{W}\right) \left(1 - \frac{c_j}{W}\right)}}, \quad (1)$$

kde

f_{ij} je skutočná početnosť v i -tom riadku a j -tom stĺpci tabuľky,

$c_j = \sum_{i=1}^R f_{ij}$ je súčet za j -ty stĺpec, $r_i = \sum_{j=1}^C f_{ij}$ je súčet za i -ty riadok,

$W = \sum_{i=1}^R r_i = \sum_{j=1}^C c_j$ je celkový súčet tabuľky, $E_{ij} = \frac{r_i c_j}{W}$ je očakávaná početnosť.

Vzhľadom na väčší počet testov a väčšie početnosti operovaných pacientov budeme v danom poličku signifikantný rozdiel medzi skutočnou a očakávanou početnosťou uvažovať pre $AR > |3,3|$.

3. Výsledky analýzy vývoja podielu hospitalizovaných detských pacientov

Budeme testovať štatistickú hypotézu, že podiel hospitalizovaných je rovnaký pre všetky tri roky za obdobie 2009-2011 v danom kraji a odbore. Podľa Odborného usmernenia MZ SR o výkonoch jednodňovej zdravotnej starostlivosti číslo 06937/2006 z 30.1.2006 (uverejneného vo Vestníku MZ SR z 1. marca 2006, čiastka 9 -16, ročník 54, časť 23) je sedem špecializačných odborov (Chirurgia, ortopédia, úrazová chirurgia a plastická chirurgia (ďalej „Chirurgia“), Gynekológia a pôrodnictvo (ďalej „Gynekológia“), Oftalmológia, Otorinolaryngológia (ďalej „ORL“), Urológia, Zubné lekárstvo a Gastroenterologická chirurgia a gastroenterológia). Výkony JZS za posledné dva odbory sa vykazujú v minimálnej miere a preto sme ich nezahrnuli do ďalších analýz. Predpokladáme pritom, že zastúpenie jednotlivých typov výkonov JZS v každom odbore je zhruba rovnaké pre kraje. Pri relatívne konsolidovanom vývoji ľudskej populácie (bez veľkých prírodných alebo ekologických katastrof) na Slovensku je to vcelku rozumný predpoklad. Ak je test významný, potom platí opak: podiel hospitalizovaných v aspoň jednom roku je iný (významne väčší alebo menší), ako očakávaný podiel v danom kraji a odbore.

V nasledovných dvoch tabuľkách sú uvedené pre ušetrenie miesta len signifikantné výsledky spolu s interpretáciami za všetkých osem krajov. Obsahujú skutočné a relatívne (v percentách) počty hospitalizovaných a nehospitalizovaných juniorov pre odbory (riadky tabuľky) a roky (stĺpce tabuľky).

Interpretácia výsledkov testovania za Banskobystrický kraj:

- odbor Chirurgia (Hlavnou príčinou významnosti je rok 2010, kedy bol nadmerne veľký podiel hospitalizovaných (6,3 %). Druhou príčinou významnosti je rok 2011 s významne nízkym (nulovým) podielom hospitalizovaných),
- odbor ORL (Ide o skutočne extrémny prípad. V roku 2009 boli všetci operovaní juniori v počte 482 aj hospitalizovaní. Hneď v nasledujúcom roku nebol naopak nikto zo 479 operovaných hospitalizovaný. A v roku 2011 to bol opäť relatívne veľký podiel hospitalizovaných (81 %)).

Interpretácia výsledkov testovania za Bratislavský kraj:

Významný výsledok je v prípade odboru ORL, kde v roku 2010 bol významne vyšší podiel (13,3 %) hospitalizovaných, kým v roku 2011 to bolo len 0,2 %.

Interpretácia výsledkov testovania za Košický kraj:

- odbor Chirurgia (Hlavnou príčinou významnosti je rok 2011, kedy bol nadmerne veľký podiel hospitalizovaných (14,8 %). Druhou príčinou významnosti je sú roky 2009 a 2010 s významne nízkym, v prípade 2010 nulovým, podielom hospitalizovaných),
- odbor Oftalmológia (Príčinou významnosti je relatívne vysoký podiel hospitalizovaných v roku 2011 (35,2 %)),
- odbor ORL (Ďalší extrémny prípad. V roku 2011 nebol nikto z 1 249 operovaných juniorov hospitalizovaný, pričom v oboch predošli rokoch to boli podiely 12,3 % a 13,6 %).

Tabuľka 1: Operovaní juniori verzus roky za odbory v Banskobystrickom, Bratislavskom a Košickom kraji

Kraj	Odbor		Rok			Spolu
			2009	2010	2011	
Banská Bystrica	Chir	Hospitalizovaní	1 1,1%	5 6,3%	0 ,0%	6 1,1%
		Nehospitalizovaní	87 98,9%	75 93,8%	391 100,0%	553 98,9%
		Spolu	88 100,0%	80 100,0%	391 100,0%	559 100,0%
	ORL	Hospitalizovaní	482 100,0%	0 0,0%	523 81,0%	1005 62,5%
		Nehospitalizovaní	0 0,0%	479 100,0%	123 19,0%	602 37,5%
		Spolu	482 100,0%	479 100,0%	646 100,0%	1607 100,0%
Bratislava	ORL	Hospitalizovaní	93 8,5%	118 13,3%	2 0,2%	213 7,6%
		Nehospitalizovaní	1002 91,5%	767 86,7%	831 99,8%	2600 92,4%
		Spolu	1095 100,0%	885 100,0%	833 100,0%	2813 100,0%
Košice	Chir	Hospitalizovaní	6 1,9%	0 0,0%	67 14,8%	73 6,9%
		Nehospitalizovaní	307 98,1%	299 100,0%	386 85,2%	992 93,1%
		Spolu	313 100,0%	299 100,0%	453 100,0%	1065 100,0%
	Ofťal	Hospitalizovaní	0 0,0%	0 0,0%	25 35,2%	25 23,1%
		Nehospitalizovaní	14 100,0%	23 100,0%	46 64,8%	83 76,9%
		Spolu	14 100,0%	23 100,0%	71 100,0%	108 100,0%
	ORL	Hospitalizovaní	62 12,3%	111 13,6%	0 0,0%	173 6,7%
		Nehospitalizovaní	444 87,7%	708 86,4%	1249 100,0%	2401 93,3%
		Spolu	506 100,0%	819 100,0%	1249 100,0%	2574 100,0%

Tabuľka 2: Operovaní juniori veržus roky za odbory v Nitrianskom, Prešovskom, Trnavskom, Trenčianskom a Žilinskom kraji

Kraj	Odbor		Rok			Spolu
			2009	2010	2011	
Nitra	Chir	Hospitalizovaní	1 6,3%	11 13,8%	49 33,8%	61 25,3%
		Nehospitalizovaní	15 93,8%	69 86,3%	96 66,2%	180 74,7%
		Spolu	16 100,0%	80 100,0%	145 100,0%	241 100,0%
Prešov	Chir	Hospitalizovaní	1 1,4%	55 38,2%	212 55,1%	268 44,5%
		Nehospitalizovaní	72 98,6%	89 61,8%	173 44,9%	334 55,5%
		Spolu	73 100,0%	144 100,0%	385 100,0%	602 100,0%
	ORL	Hospitalizovaní	0 0,0%	0 0,0%	91 3,9%	91 2,3%
		Nehospitalizovaní	606 100,0%	1043 100,0%	2270 96,1%	3919 97,7%
		Spolu	606 100,0%	1043 100,0%	2361 100,0%	4010 100,0%
Trnava	Chir	Hospitalizovaní	0 0,0%	0 0,0%	50 10,4%	50 7,6%
		Nehospitalizovaní	71 100,0%	105 100,0%	429 89,6%	605 92,4%
		Spolu	71 100,0%	105 100,0%	479 100,0%	655 100,0%
Trenčín	Chir	Hospitalizovaní	10 11,5%	48 19,4%	10 3,7%	68 11,3%
		Nehospitalizovaní	77 88,5%	200 80,6%	257 96,3%	534 88,7%
		Spolu	87 100,0%	248 100,0%	267 100,0%	602 100,0%
Žilina	Chir	Hospitalizovaní	2 0,9%	0 0,0%	66 11,9%	68 6,2%
		Nehospitalizovaní	220 99,1%	320 100,0%	487 88,1%	1027 93,8%
		Spolu	222 100,0%	320 100,0%	553 100,0%	1095 100,0%

Interpretácia výsledkov testovania za Nitriansky kraj:

Významný výsledok je v prípade odboru Chirurgia, kde v roku 2011 bol významne vyšší podiel (33,8 %) hospitalizovaných.

Interpretácia výsledkov testovania za Prešovský kraj:

- odbor Chirurgia (Hlavnou príčinou významnosti je rok 2009, kedy bol malý podiel hospitalizovaných (1,4 %). Druhou príčinou významnosti je rok 2011 s významne vysokým podielom hospitalizovaných (55,1 %)),
- odbor ORL (Hlavnou príčinou významnosti je rok 2011, kedy bol vysoký podiel hospitalizovaných (3,9 %). Druhou príčinou významnosti sú roky 2009 a 2010 s významne nízkym (nulovým) podielom hospitalizovaných).

Interpretácia výsledkov testovania za Trnavský kraj:

Jediný významný výsledok je v prípade odboru Chirurgia, kde v roku 2011 bol významne vyšší podiel hospitalizovaných (10,4 %).

Interpretácia výsledkov testovania za Trenčiansky kraj:

Významný výsledok je v prípade odboru Chirurgia, kde v roku 2010 bol významne vyšší podiel hospitalizovaných (19,4 %). V roku 2011 bol nízky podiel (3,7 %).

Interpretácia výsledkov testovania za Žilinský kraj:

Významný výsledok je v prípade odboru Chirurgia, kde v roku 2011 bol významne vyšší podiel hospitalizovaných (11,9 %). V rokoch 2009 a 2010 boli nízke podiely.

4. Záver

Podmienky pre poskytovanie JZS pre deti sú ešte prísnejšie, ako pre dospelých. Slovenskí odborníci na JZS upriamujú pozornosť na nedostatočnú dostupnosť JZS pre deti. Dostupnosť vo veľkej miere diktujú poisťovne uzatvorením (neuzatvorením) zmluvného vzťahu a nastavením finančných limitov. Pokiaľ poisťovňa neuzatvorí s poskytovateľom zdravotnej starostlivosti zmluvu, mnohí chirurgovia odporúčajú radšej hospitalizáciu, pretože sa im javí ako neseriózne, aby si pacient platil za služby, ktoré by mu mali byť voľne dostupné (Gavurová et al. 2013). Ako uvádza Babala (2010) odborník - špecialista na detskú jednoduchovú chirurgiu, jednoduchová chirurgia nie je luxus, ale luxusom je operovanie pacientov v nemocnici, kde poisťovne platia za tú istú operáciu viac ako dvojnásobok.

Rozvoj vedy zasiahne aj vývoj v procesoch JZS, výber pacientov, predoperačné a pooperačné procedúry, možnosti úľav pri bolestiach, ako aj rozvoj ďalších minimálne agresívnych klinických a anesteziologických metód, zabezpečujúcich zníženie času operácie a rozšírenie počtu a typov výkonov vhodných pre JZS. Zníženie invazívnosti niektorých zákrokov podnieti urýchlenie procesu zotavovania pacientov a pomôže eliminovať pooperačnú bolesť. Preto kľúčovými faktormi úspechu rozvoja a bezpečnosti JZS zostáva správny výber pacientov, akceptácia medicínskych, sociálnych a chirurgických kritérií, štandardizovaného anesteziologického protokolu, disponibilita skúsených kvalifikovaných chirurgov, motivovaných pacientov s pozitívnym prístupom k jednodnovej chirurgii a dobre vyškolený ošetrovací tím.

Na základe údajov poskytnutých NCZI sme uskutočnili analýzu vzťahov medzi pravdepodobnosťou hospitalizácie pacientov JZS vo veku do 18 rokov a rokom realizácie výkonu JZS. Predpoklad nezávislosti podielu hospitalizovaných detských pacientov od roku je za všetky tri roky porušený najčastejšie pre odbor Chirurgia a Otorinolaryngológia. Na detailné interpretácie záverov vyplývajúcich z analýz by sme potrebovali prístup k ďalším

dátam, ktoré v súčasnosti sú v procese zisťovania a zberu prostredníctvom viacerých inštitúcií zdravotníckeho systému, a tak zostávajú predmetom následných analýz a výstupov z nich.

5. Literatúra

BABALA, J. 2010. Jednodňová chirurgia - novinky v legislatíve. [online] [citované 06.08.2012] Dostupné na internete:

<http://detskechoroby.rodinka.sk/detskechoroby/zdravotnictvo/zakroky/jednodnovachirurgia/?tx_skpagecomments_pi1%5Banswer%5D=3162>

GAVUROVÁ, B. – ŠOLTÉS, V. – KAFKOVÁ, K. – ČERNÝ, Ľ. 2013. Vybrané aspekty efektívnosti slovenského zdravotníctva. Jednodňová zdravotná starostlivosť a jej rozvoj v podmienkach Slovenskej republiky. Košice: Technická univerzita, 2013. 275 s. ISBN 978-80-553-1438-9.

HUDECOVÁ, D. 2010. Záujem o jednodňovú chirurgiu rastie. Kde je výhodná? [online] [citované 06.08.2012] Dostupné na internete: <<http://zdravie.pravda.sk/zdravie-a-prevenicia/clanok/12966-zaujem-o-jednodnovu-chirurgiu-rastie-kde-je-vyhodna/>>

MICHALIČ, 2009. Jednodňová chirurgia má stále malé zastúpenie [online] [citované 06.08.2012] Dostupné na internete: <<http://primar.sme.sk/c/4309535/jednodnova-chirurgia-ma-stale-malezastupenie.html#ixzz22nEaN8QG>>

Príspevok prezentuje predbežné výsledky výskumu v súlade s podporeným projektom VEGA č. 1/1050/12 „Návrh systému merania výkonnosti v zdravotníckych zariadeniach na Slovensku a implementácia metrík výkonnosti.“

Adresa autorov:

RNDr. Samuel Koróny, PhD.
Inštitút ekonomických vied
Ekonomická fakulta UMB
Cesta na amfiteáter 1
974 01 Banská Bystrica
Email: samuel.korony@umb.sk

doc. Ing. Beáta Gavurová, PhD. MBA.
Ekonomická fakulta
Technická univerzita v Košiciach
Němcovej 32
040 01 Košice
Email: beata.gavurova@tuke.sk

Identifikácia rizikových podnikov v Košickom kraji Identifying high-risk companies in region of Košice

Štefan Kováč

Abstract: The purpose of this paper is to create prediction model identifying high-risk retail and wholesale companies in the region of Košice. Model is estimated using logistic regression and builded on previous findings in this field. The definition of high-risk company is based on Slovak legislation. The model is estimated and based on individual data from 2002-2010 financial statements of the Slovak enterprises.

Abstrakt: Príspevok sa venuje návrhu predikčného modelu identifikujúceho rizikové podniky venujúce sa maloobchodu a veľkoobchodu (sekcia G štatistickej klasifikácie ekonomických činností SK-NACE) v Košickom kraji. Model je odhadovaný využitím logistickej regresie a opiera sa o doterajšie zistenia v tejto oblasti. Pri definícii pojmu rizikový podnik vychádza zo slovenskej legislatívy. Model je odhadovaný na individuálnych údajoch z účtovných záznamov slovenských podnikov za obdobie 2002-2010.

Key words: logistic regression, binary logit, failure, risk, enterprise, ratio, over indebtedness

Kľúčové slová: logistická regresia, binárny logit, bankrot, riziko, podnik, pomerové ukazovatele, úpadok.

JEL classification: C51, L25

Úvod

Kvalita súčasného podnikateľského prostredia na území Slovenskej republiky je ovplyvňovaná mnohými faktormi. Fenoménom dnešnej doby je platobná neschopnosť, ktorá spôsobuje problémy obchodným partnerom a veriteľom problémových podnikateľov. Využitím vhodných podporných kvantitatívnych metód môžu veriteľské inštitúcie operatívne a včas identifikovať rizikové podniky vo svojom portfóliu dlžníkov. Predpokladom tohto spôsobu prevencie je dostupnosť potrebných údajov o firmách z ich účtovných evidencií.

Cieľom príspevku je pokúsiť sa odhadnúť model logistickej regresie, ktorý vo vybranej vzorke firiem identifikuje rizikové podniky na základe nami zadanej definície rizika. Táto metóda sa objavila vo významných štúdiách obdobného charakteru od roku 1980 minimálne 37 krát a presnosť odhadov dosahovala miestami až 98% [1]. Model musíme prispôbiť charakteru dostupných údajov z individuálnych účtovných záznamov slovenských firiem v sledovanom období.

Pri definícii pojmu *rizikový podnik* vychádzame z predpisu č. 7/2005 Z.z. - Zákona o konkurze a reštrukturalizácii a o zmene a doplnení neskorších zákonov. Na základe tohto zákona má každý podnik, ktorý je v úpadku, povinnosť podať návrh na vyhlásenie konkurzu do 30 dní od zistenia tohto stavu. Podnik je v úpadku, ak je platobne neschopný alebo predĺžený. Odsek (3) §3 Zákona o konkurze a reštrukturalizácii hovorí, že *predĺžený je ten, kto je povinný viesť účtovníctvo podľa osobitného predpisu, má viac ako jedného veriteľa a hodnota jeho záväzkov presahuje hodnotu jeho majetku*. Pre naše účely budeme pod pojmom *rizikový podnik* rozumieť podnik, ktorý je v úpadku z dôvodu predĺženia a teda má zákonnú povinnosť podať návrh na vyhlásenie konkurzu.

Podľa viacerých autorov (pozri napr. [4]) je potrebné predikčné modely regionálne aj odvetvovo špecializovať, nakoľko z už uskutočnených skúmaní vyplýva, že faktory ovplyvňujúce hospodársku situáciu podnikov pôsobiach v rôznych odvetviach a regiónoch sa odlišujú. V našom prípade sme sa rozhodli aplikovať model na podniky

sídliace v *Košickom kraji* (teritoriálna úroveň NUTS 3) a sekciu G štatistickej klasifikácie ekonomických činností SK-NACE (Maloobchod a veľkoobchod; oprava motorových vozidiel a motocyklov). Podľa údajov, ktoré máme k dispozícii, pôsobilo v roku 2010 v tomto odvetví 64 772 podnikov, čo predstavuje 41,6% všetkých obchodných spoločností pôsobiacich v danom roku na Slovensku. Na území Košického kraja pôsobilo v sekcii G štatistickej klasifikácie ekonomických činností SK-NACE spolu 7089 podnikov, čo predstavuje 46 percentné zastúpenie tohto odvetvia.

1. Model a použité metódy

Model odhadneme pomocou logistickej regresie s binárnou vysvetľovanou premennou. Pre transformáciu vysvetľovanej premennej na binárnu premennú sme sa rozhodli z dôvodu porušenia predpokladu klasického modelu lineárnej regresie - predpokladu normality rozdelenia reziduí. Za východiskový údaj pre vysvetľovanú premennú považujeme rozdiel majetku a záväzkov, pričom záporná hodnota ukazovateľa vypovedá o stave predĺženia firmy. Vzhľadom na vysokú variabilitu premennej sme sa rozhodli ju normovať nasledovným spôsobom:

- $OI = (\text{majetok spolu} - \text{záväzky}) / \text{záväzky}$

Týmto podielom sme dosiahli nižšiu variabilitu vysvetľovanej premennej pri zachovaní ostatných dôležitých charakteristík. Pri voľbe vysvetľujúcich premenných sme sa inšpirovali najčastejšie používanými pomerovými ukazovateľmi hodnotenia bonity firiem a doterajšími zisteniami v tejto oblasti [5][6][8]:

- $WCTA = \text{finančné účty} / \text{majetok spolu}$
- $EBIT = (VH \text{ po zdanení} + \text{daň z BČ a MČ} + \text{nákladové úroky}) / \text{majetok spolu}$
- $TDTA = \text{cudzie zdroje} / \text{pasíva}$
- $NINW = VH \text{ po zdanení} / \text{vlastné imanie}$
- $IT = \text{zásoby} / (\text{tržby z predaja tovaru a služieb}) * 360$
- $QR = \text{finančné účty} / \text{krátkodobé záväzky}$
- $STA = \text{tržby z predaja tovaru} + \text{výroba} / \text{majetok spolu}$
- $STRCA = \text{obežný majetok} / \text{majetok spolu}$
- $STRSE = \text{tržby z predaja tovaru} + \text{výroba} / \text{náklady na tovar} + \text{výrobná spotreba}$

Pri testovaní multikolinearity sme neodhalili žiadnu vzájomnú koreláciu medzi zvolenými premennými.

Uvažovaný model logistickej regresie možno formálne zapísať [2]:

$$P(y_i = 1 | \mathbf{x}_i, \boldsymbol{\beta}) = \frac{e^{\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}}}{1 + e^{\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}}}, \quad (1)$$

kde

$\mathbf{x}_i$ je i -tý riadok regresnej matice $\mathbf{X}$, ktorej stĺpcami sú vysvetľujúce premenné v modeli,

$\boldsymbol{\beta}$ je odhadovaný vektor regresných koeficientov,

$\mathbf{y}$ je stĺpcový vektor vysvetľovanej binárnej premennej, ktorá nadobúda hodnoty:

$y_i = 1$ pre predĺžený (rizikový) podnik a

$y_i = 0$ pre nepredĺžený (nerizikový) podnik.

Transformáciu vysvetľovanej premennej možno formálne zapísať:

$$(\forall OI_i < 0 : y_i^* = 1) \& (\forall OI_i \geq 0 : y_i^* = 0), \quad (2)$$

kde

OI_i : normovaný rozdiel majetku a záväzkov podniku,

$y_i^* = 1$: podnik považovaný za rizikový (resp. predĺžený),

$y_i^* = 0$: podnik považovaný za nerizikový (resp. nepredĺžený).

V príspevku sú použité individuálne údaje z výkazov účtovných závierok podnikateľov účtujúcich v sústave podvojného účtovníctva za účtovné obdobia 2002, 2004, 2006, 2008 a 2010. Model sme odhadli individuálne pre každé sledované obdobie (rok). Následne sme ho podrobili základnej diagnostike testovaním významnosti odhadnutých regresných koeficientov pomocou Waldovho testu a na testovanie významnosti modelu ako celku sme použili test vierohodnostného pomeru (LR test). Diagnostika modelu pozostáva z McFaddenovho R^2 (ktorý je analógiou ku koeficientu determinácie v modeli lineárnej regresie a posudzuje sa ním kvalita odhadnutých modelov s binárnou vysvetľovanou premennou) [9], plochou pod ROC krivkou (AUC charakteristika, ktorá vypovedá o pravdepodobnosti správneho zaradenia firmy do skupiny rizikovosti) [3] a ako ďalší zdroj overenia kvality modelu uvádzame podiel správne zaradených ($y=1$) a podiel správne zaradených ($y=0$) podnikov [9].

2. Výsledky a diskusia

V *Tabuľke 1* uvádzame spracovaný výstup z odhadu nášho modelu za jednotlivé obdobia. Kvôli interpretácii výsledkov uvádzame k jednotlivým premenným aj hodnoty pomerov šancí. Testovanie významnosti vysvetľujúcich premenných vstupujúcich do modelu identifikovalo v čase niekoľko významných faktorov ovplyvňujúcich stav predĺženia z dlhodobého hľadiska. Okrem ukazovateľa STRSE, ktorý sa v čase ukázal ako dlhodobo nevýznamný vykazovali nestabilnú významnosť aj ukazovatele STRCA, STA, IT, NINW a WCTA, pričom posledné dva menované potvrdili svoju významnosť v dvoch z piatich sledovaných období. Ukazovateľ STRCA potvrdil svoju významnosť v troch z piatich sledovaných období. Zaujímavosťou tohto výstupu je dlhodobá nevýznamnosť ukazovateľa IT (významný len v roku 2006), ktorý v našom modeli predstavuje pomerový ukazovateľ *doba obratu zásob*. Náš model sme testovali na odvetví maloobchodu a veľkoobchodu, ktoré je od zásob a tovaru závislé. Z našich zistení vyplýva, že aj keď sa jedná o firmy podnikajúce s tovarom, samotná doba obratu zásob podnik v skúmanom smere neohrozuje. Medzi významné faktory ovplyvňujúce stav rizikovosti podnikov v tomto odvetví môžeme považovať ukazovatele EBIT, TDTA, QR, ktorých *p-hodnoty* dosahovali hodnoty nižšie ako 0,05 a zároveň odhady ich regresných koeficientov sa v čase významne nelíšili. Ukazovateľ EBIT predstavuje hodnotu *earnings before interest and taxes* v pomere k majetku spoločnosti, čo vypovedá o schopnosti podniku dosahovať tržby primerané svojmu majetku (kapitálu). Ukazovateľ QR (*quick ratio*), ktorý predstavuje pohotovú likviditu, vypovedá o schopnosti spoločnosti hradiť svoje krátkodobé záväzky. Sledovaním týchto ukazovateľov spolu s pomerom cudzích zdrojov k pasívam spoločnosti dokážeme včas identifikovať hroziace riziko zo strany podniku.

Hodnotenie kvality odhadnutých modelov pomocou McFaddenovho pseudokoeficientu determinácie nadobudlo hodnoty v intervale [0,11;0,61]. V štyroch z piatich sledovaných období dosahoval tento pseudokoeficient hodnotu vyššiu ako 0,3 čo môžeme považovať

dostatočnú hodnotu pre vhodne zvolený model [3]. Hodnoty AUC nadobúdali v každom období vysoké hodnoty [0,901; 0,981] čo predstavuje vysokú pravdepodobnosť zaradenia firmy do správnej skupiny. LR test použitý na testovanie modelu ako celku vypovedá o jeho významnosti (hodnota $<0,05$) vo všetkých sledovaných obdobiach. Hodnota N predstavuje počet podnikateľských subjektov vstupujúcich do odhadu modelu. Aj keď v roku 2010 reálne pôsobilo na území Košického kraja 7089 podnikov v skúmanom odvetví, do výpočtu vstupovalo len 5090 z dôvodu kompletnosti potrebných údajov pre získanie hodnôt jednotlivých vysvetľujúcich premenných.

Tab. 1: Odhad modelov za sledované obdobia

		2002	2004	2006	2008	2010
Intercept	Odhad	-10,5075	-4,5459	-1,7692	-5,5925	-5,0285
	P-hodnota	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001
WCTA	Odhad	0,6110	0,3047	-1,0136	-0,0199	0,3867
	P-hodnota	0,3514	0,2412	<.0001	0,9091	0,0274
	Pomer š.	1,8420	1,3560	0,3630	0,9800	1,4720
EBIT	Odhad	-3,98E-10	-1,44E-7	-7,41E-8	-7,17E-8	-4,14E-7
	P-hodnota	0,7984	<,0001	<,0001	<,0001	0,0024
	Pomer š.	1	1	1	1	1
TDTA	Odhad	10,0320	3,8748	0,5609	4,9417	4,2759
	P-hodnota	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
	Pomer š.	>999,999	48,1740	1,7520	140,0110	71,9480
NINW	Odhad	0,0407	0,0147	0,0175	-0,0992	0,0028
	P-hodnota	0,1114	0,0432	0,0422	0,2726	0,4194
	Pomer š.	1,0420	1,0150	1,0180	0,9060	1,0030
IT	Odhad	-0,7976	1,7352	9,679	1,0018	0,3582
	P-hodnota	0,7889	0,3341	0,0214	0,1284	0,3945
	Pomer š.	0,4500	5,6700	>999,999	2,7230	1,4310
QR	Odhad	-0,3205	-0,0452	-0,0053	-0,0045	-0,0498
	P-hodnota	<,0001	0,0009	0,0947	0,0292	<,0001
	Pomer š.	0,7260	0,9560	0,9950	0,9950	0,9510
STA	Odhad	0,1123	-0,0315	0,0029	0,0078	-0,0228
	P-hodnota	<,0001	0,056	0,2625	0,0566	<,0001
	Pomer š.	1,1190	0,9690	1,0030	1,0080	0,9770
STRCA	Odhad	-0,8233	-0,1282	0,3233	-0,3349	-0,1148
	P-hodnota	0,0353	0,5331	0,0229	0,0556	0,4541
	Pomer š.	0,4390	0,8800	1,3820	0,7150	0,8920
STRSE	Odhad	0,0359	-0,0184	-0,0118	-0,00059	-0,00016
	P-hodnota	0,1644	0,4829	0,2284	0,8972	0,9087
	Pomer š.	1,0370	0,9820	0,9880	0,9990	1

V Tabuľke 2 sú ďalej uvedené percentuálne hodnoty pravdepodobnosti správneho identifikovania podniku z pohľadu vysvetľovanej premennej. To znamená, že podľa výstupu uvažovaný model v roku 2002 správne identifikoval zdravý podnik s pravdepodobnosťou 99% a len 1% zdravých podnikov označil za podniky v úpadku. Pravdepodobnosť správneho identifikovania podniku v úpadku je nižšia - nadobúda hodnotu 53,75%. Teda uvažovaný

model dokázal správne identifikovať 53,75% podnikov v úpadku. Zvyšných 46,25%, ktoré sa reálne v úpadku nachádzali označil za zdravé podniky. Zatiaľ čo hodnota pravdepodobnosti správneho označenia podniku sa v čase výrazne nelíšila - stabilne nadobúdala hodnoty približne 99% - hodnota pravdepodobnosti správneho označenia rizikového podniku zaznamenala prepád v jednom zo sledovaných období (2006) na zanedbateľnú hodnotu 13,87%. V ostatných rokoch oscilovala okolo hodnoty 50%. V danom roku je možné taktiež pozorovať výrazne nižšie hodnoty aj ostatných sledovaných charakteristík (McFadden's LRI, AUC).

Tab. 2: Diagnostické testy modelu

	2002	2004	2006	2008	2010
AUC	0,9810	0,9740	0,9010	0,9630	0,9720
McFadden's LRI	0,6109	0,4323	0,1195	0,4821	0,5101
$P(\hat{y}=0 \mid y=0)$	0,9930	0,9967	0,9934	0,9976	0,9993
$P(\hat{y}=1 \mid y=1)$	0,5375	0,4747	0,1387	0,4957	0,5060
LR test	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001	<,0001
N	1191	2797	3403	4247	5090

Literatúra rozoznáva dva druhy chýb pri predikcii modelov - chyba prvého druhu (označenie bankrotujúceho podniku za zdravý) a chyba druhého druhu (označenie zdravého podniku za bankrotujúci). Vo všeobecnosti je chyba druhého druhu označovaná a vnímaná za viac zásadnú, keďže môže zle označeným podnikom spôsobiť nemalé škody na povesti, či strate obchodných partnerov [7]. V našom modeli je chyba druhého druhu prítomná pri 1% podnikov.

3. Záver

V predkladanom príspevku sme odhadli model identifikujúci rizikové podniky vo vybranom regióne a odvetví. Pojem rizikový podnik sme vymedzili pomocou legislatívnej úpravy náležitostí bankrotu a konkurzu v podmienkach Slovenska. Pomocou modelu sme identifikovali pomerové ukazovatele - faktory, ktoré vplývajú zvolenú vysvetľovanú premennú. Naš model predstavuje kvantitatívnu podpornú metódu pri identifikácii rizikových podnikov. Nemôže naplno zastúpiť kvalitatívne metódy a individuálny prístup, môže však značne zredukovať potreby individuálneho skúmania dlžníkov.

Pre ďalší výskum v tejto oblasti by bolo vhodné využiť namiesto binárnej vysvetľovanej premennej ordinálnu a podniky zatriediť do niekoľkých rizikových kategórií. Týmto spôsobom by bolo možné označiť nielen rizikové a nerizikové podniky ale aj mieru hroziaceho rizika a vyhnúť sa možným chybám prvého a druhého druhu a eliminovať problém s hodnotami blízky zlomovému bodu.

4. Literatúra

- [1] BELLOWARY, J., GIACOMINO, D. AKERS, M.: A Review of Bankruptcy Prediction Studies: 1930 to Present. In: *Journal of Financial Education*. 2007.
- [2] CIPRA, T. : *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress, 2008. ISBN 978-80-86929-43-9.
- [3] HOSMER, D. W., LEMESHOW, S.: *Applied Logistic Regression*. New York: John Wiley

and Sons, 2000.

- [4] CHUDSON, W.: *The Pattern of Corporate Financial Structure*. New York: National Bureau of Economic Research, 1945.
- [5] JONES, F.: Current techniques in bankruptcy prediction. In: *Journal of Accounting Literature* (6) 1987: s. 131-164.
- [6] KOVÁČ, Š.: Ekonometrická analýza ziskovosti podnikov SR. In: Chajdiak, J., Luha, J. (eds.): *Výpočtová štatistika 2012*: s. 59-69.
- [7] KOVÁČ, Š.: Aplikácia a komparácia predikčných modelov rizika bankrotu podnikov v podmienkach Slovenskej republiky. Diplomová práca. Ekonomická fakulta TUKE: Košice 2013. 146 s.
- [8] NUNES, P.M., SERRASQUERO, Z.S., LEITAO, J.: Are there nonlinear relationships between the profitability of Portuguese service SME and its specific determinants? In: *The Service Industries Journal*. Vol 30(5), 2010: s. 1312-1341.
- [9] STANKOVIČOVÁ, I., VOJTKOVÁ, M.: *Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami*. Bratislava: Iura Edition, 2007.

Adresa autora:

Štefan Kováč, Ing.

Ekonomická fakulta, TU Košice

Němcovej 32, 040 01 Košice

kovac.stevo@gmail.com

Stanovenie hodnoty informácie ako základný predpoklad efektívneho marketingového výskumu

Determination of information value as a basic requirement for effective marketing research

Jana Majerová, Katarína Zvaríková, Juraj Kolenčík

Abstract: Effective marketing research generates information base, which is necessary in the decision-making processes of marketing managers. There are a lot of methods how to realize it, but these should be primarily based on the value of the information, which will be obtained by the research. But now, there is an insufficient attention paid to the issue of quantification of this value (neither in practice nor in the scientific literature).

Abstrakt: Efektívny marketingový výskum generuje informačnú bázu nevyhnutnú v rozhodovacích procesoch marketingových manažérov. Existuje veľké množstvo spôsobov ako ho realizovať, avšak tieto by sa mali prioritne odvíjať od hodnoty informácie, ktorá má byť prostredníctvom realizovaného výskumu získaná. Problematike jej kvantifikácie sa však v súčasnosti nevenuje dostatočná pozornosť ani v praxi, ani v odbornej literatúre.

Key words: Marketing research, Information, Value of information, Bayesian theory of decision making.

Kľúčové slová: marketingový výskum, informácia, hodnota informácie, Bayesova rozhodovacia teória.

JEL classification: C10, C11, M31

Úvod

Celospoločenské zmeny, viedli v posledných rokoch k podstatným zmenám v marketingovom prostredí. Spotrebitelia pod ich vplyvom požadujú vyššiu kvalitu produktov za nižšie alebo aspoň rovnaké ceny, vyššiu spotrebiteľskú hodnotu či individualizáciu produktov. Tieto dynamické spoločenské zmeny si však vyžadujú neustále zvyšujúce sa tempo aktualizovania a inovovania špecifických poznatkov. Na to, aby podnikateľský subjekt v takto rýchlo sa rozvíjajúcom prostredí mohol uspieť, musí disponovať dostatkom informácií o meniacich sa požiadavkách zákazníkov na trhu. Ich kvantita ale nie je primárna. V dnešnej dobe nie je totiž problém získať veľké množstvo údajov z najrozličnejších informačných zdrojov. Internet a iné obsiahle bázy dát poskytujú množstvo informácií, avšak nie všetky spĺňajú požadovanú úroveň kvality. Kritériami kvality informácií pritom rozumieme hlavne ich relevantnosť, validitu, spoľahlivosť, efektívnosť a aktuálnosť. Získať informáciu, ktorá spĺňa predchádzajúce parametre, za účelom prijatia zodpovedného marketingového rozhodnutia je nevyhnutnou podmienkou prežitia a úspechu všetkých podnikateľských subjektov na trhu, a to nie len v podmienkach celosvetovej hospodárskej krízy.

1. Marketingový výskum

Získať kvalitné informácie, ktoré vyplnia informačnú medzeru a napomôžu riešeniu problému, nie je jednoduchá úloha. Náročnosť realizácie marketingového výskumu, ako i samotné použitie konkrétnych metód, postupov a nástrojov výskumu, si totiž vyžaduje predchádzajúce teoretické i praktické znalosti, skúsenosti a poznatky.

V domácej i v zahraničnej odbornej literatúre sa môžeme stretnúť s množstvom definícií marketingového výskumu. Možno konštatovať, že jednotlivé definície sa od seba odlišujú v závislosti od kontextu a cieľa, ktoré autori vo svojich dielach sledujú, pričom jednotlivé definície nie je jednoduché od seba exaktne odlíšiť.

Najobsiahlejšiu a podľa nášho názoru aj najpresnejšiu definíciu, ktorá bola schválená Medzinárodnou obchodnou komorou v roku 2004, možno nájsť na internetových stránkach Americkej marketingovej asociácie. Predstavuje istý konsenzus existujúcich prístupov, čím odstraňuje ich nedostatky a zvyrazňuje podstatu problému. „*Marketingový výskum je funkciou, ktorá spája spotrebiteľov, zákazníkov a verejnosť s marketingovými pracovníkmi prostredníctvom informácií – informácie využívané na identifikáciu a definovanie marketingových príležitostí a problémov. Vytvára, zdokonaľuje a hodnotí marketingové akcie. Monitoruje marketingový výkon a vylepšuje chápanie marketingového procesu. Marketingový výskum špecifikuje informácie nevyhnutné na vyriešenie týchto otázok, vytvára metódy na zber informácií, riadi a implementuje proces zberu údajov, analyzuje a prezentuje výsledky a ich implikácie.*“ (<http://www.esomar.org/>).

Charakter skúmaného javu a cieľ výskumu sú faktory, ktoré ovplyvňujú povahu získavaných informácií a následne i samotnú metódu skúmania. S ohľadom na charakter informácií, ktoré sa majú výskumnou úlohou získať, rozoznávame kvantitatívny a kvalitatívny výskum.

„**Kvantitatívny výskum** je metóda primárneho marketingového výskumu, ktorej úlohou je štatisticky opísať typ závislosti medzi premennými, o ktorých je známe, že majú možnosť merať intenzitu tejto závislosti, odhadnúť budúci vývoj a podobne.“ (Richterová, 2008). Hlavným cieľom je získať merateľné číselné údaje týkajúce sa skúmanej premennej. Poskytuje odpovede na otázku: Koľko? „*Kvantitatívny výskum sa zaoberá meraním trhu a zahrňuje oblasti, ako napríklad veľkosť trhu, veľkosť časti trhu, podiel značky, frekvencia nákupu, miera povedomia o značke, úroveň predaja a pod.*“ (Hague, 2003).

Kritika kvantitatívneho výskumu je orientovaná na prílišné využívanie štatistických metód bez ďalšieho nutného hlbšieho poznania fungovania skúmaných skutočností. Výskumná úloha založená čisto na základe kvantitatívnej logiky vylučuje skúmanie množstva zaujímavých javov súvisiacich s predmetnou problematikou. „*Výskumník, ktorý robí dotazníkový výskum a diskutuje, nerobí chybu v tom, že tak koná. Výskumník robí chybu skôr vtedy, keď nedokáže priznať teoretické základy, v rámci ktorých je zmysluplné merať takéto entity a robiť to dotazníkovými otázkami.*“ (Silverman, 2013). Nie je možné uskutočňovať kvantitatívny výskum bez vedomostí hlbších skutočností o fungovaní skúmaných javov, nakoľko by to pravdepodobne viedlo iba k štatisticky overiteľným a potvrdeným výsledkom, ktorých aplikácia v praxi by bola bezvýznamná.

Úlohou **kvalitatívneho výskumu** je dostať sa do podstaty, hĺbky daného problému za účelom jeho správneho pochopenia. Na jeho základe sa snažíme porozumieť určitým javom a skutočnostiam. Riešenie problému výskumu si vyžaduje porozumieť príčinným súvislostiam. Tento typ výskumu sa veľmi často využíva ako zdroj inšpirácie. Účelom je odhaliť postoje a motívy správania sa, tak uvedomelého, ako i neuvedomelého. Kvantitatívny výskum, z dôvodu jeho náročnosti, uskutočňujú spravidla odborníci z oblasti antropológie, psychológie i sociológie. Mnohí autori však považujú kvalitatívny výskum len za počiatočnú fázu kvantitatívneho výskumu, ktorá má poskytnúť hlbší pohľad do skúmanej problematiky.

Kritika kvalitatívneho výskumu je smerovaná najmä na problematiku reliability a validity zistení. Ďalším nedostatkom je fakt, že z dôvodu časovej náročnosti aplikácie jednotlivých metód kvalitatívneho výskumu, sa spravidla pracuje s menšími vzorkami respondentov a výsledky sa s určitými obmedzeniami zovšeobecňujú na cieľový segment, resp. základný súbor. Informácie získané pomocou takéhoto výskumu, tak nemusia byť vždy vhodné ako vstupné údaje pre metódy a postupy deskriptívnej a induktívnej štatistiky, nakoľko to nedovoľuje ani ich charakter, ani podmienky vybraných štatistických testov.

V procese marketingového výskumu sa pracuje s dvoma základnými zdrojmi údajov, sekundárnymi a primárnymi. Rozdiel medzi nimi je daný ich účelom, dostupnosťou,

nákladovosťou a aktuálnosťou. Podľa toho, aké údaje sa v procese výskumu využívajú, môžeme teda aj samotný marketingový výskum rozdeliť na primárny alebo sekundárny.

„**Primárne zdroje** sú pôvodnými nositeľmi informácií.“ (Kotler, 2004). Získavajú sa prostredníctvom konkrétneho výskumu, pre ktorého potreby aj slúžia. Ich základnými výhodami sú aktuálnosť, vecnosť a konkrétnosť, nakoľko slúžia iba špecifickým potrebám výskumu. Nevýhodou je však ich vysoká časová, personálna aj finančná náročnosť. „**Primárny výskum** je proces na seba nadväzujúcich činností, kde ciele a metódy výskumu sú závislé od typu marketingového problému danej firmy.“ (Križanová, 2010).

Sekundárna informácia je údaj, ktorý bol v minulosti zozbieraný inou osobou a za iným účelom. Tieto údaje sú lacnejšie a ľahšie dostupné ako primárne informácie. Majú ale aj svoje obmedzenia - môžu byť neaktuálne, nepravdivé alebo môžu mať nevyhovujúcu štruktúru, účel, pre ktorý boli zozbierané nemusia korešpondovať s účelom a cieľom uskutočňovaného výskumného projektu, môže byť použitá nevhodná metóda zberu a spracovania údajov, prípadne môžu byť údaje uvádzané v nevyhovujúcich jednotkách.

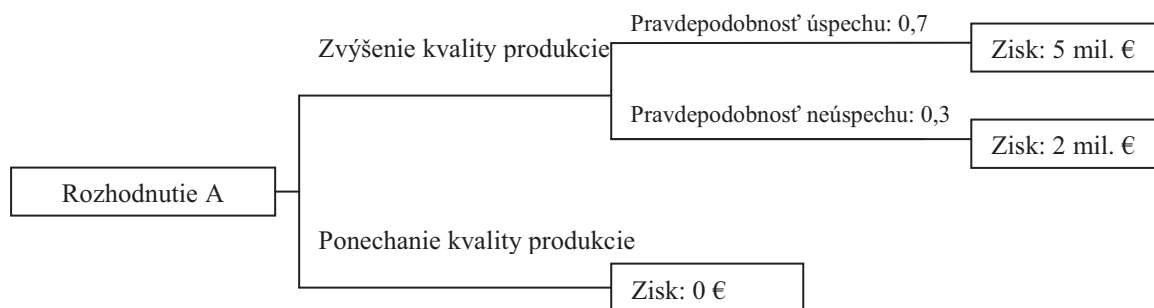
2. Hodnota informácie a jej kvantifikácia

Pre rozhodovanie marketingových manažérov je nielen v prípade marketingového výskumu príznačné, že prebieha vždy v podmienkach neistoty alebo rizika. Ešte pred realizáciou orientačnej analýzy, ktorá tvorí z procesného hľadiska prvú fázu marketingového výskumu, je preto podľa nášho názoru vhodné uskutočniť odhad hodnoty požadovanej informácie (pokiaľ to však charakter problému a špecifiká skúmanej oblasti umožňujú). Takýto odhad poskytuje základné porovnávacie kritérium pri rozhodovaní o realizácii výskumného projektu, pretože stanovuje maximálnu hranicu ceny informácie, a tým aj výskumného projektu, čo sa následne prejaví v jeho výslednej štruktúre a charaktere.

Veľkosť odhadu hodnoty informácie závisí od dôležitosti a naliehavosti rozhodnutia a od vplyvu informácie na realizáciu rozhodnutia. Pokiaľ je rozhodnutie dôležité, naliehavé a môže ovplyvniť samotné fungovanie, úspech alebo neúspech celej spoločnosti z dlhodobého hľadiska, bude hodnota takejto informácie vysoká. Naopak, ak takáto informácia ovplyvní rozhodnutie, ktoré má len krátkodobý a bezvýznamný dopad na fungovanie spoločnosti, jej hodnota bude nižšia.

Druhým faktorom, od ktorého priamo závisí výška jej hodnoty, je vplyv informácie na realizáciu rozhodnutia. Pokiaľ manažér nebude brať do úvahy takúto informáciu alebo ak je s istotou vopred známy výsledok rozhodnutia, tak hodnota takejto informácie bude nulová, a teda nevzniká dôvod pre realizáciu výskumného projektu.

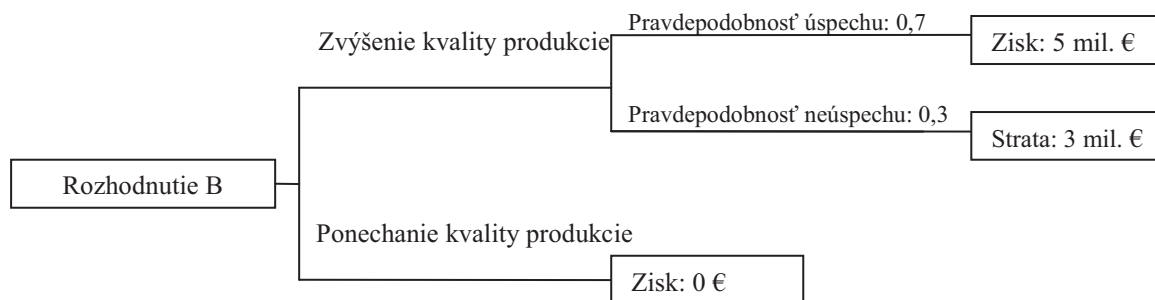
Na obrázkoch č. 1 a č. 2 vybrané modely rozhodovania v podmienkach rôznych situácií.



Obr. 1: Model rozhodovania v podmienkach situácie A (Aaker, 2009)

Predpokladajme situáciu, že manažér má prijať rozhodnutie o skvalitnení poskytovanej produkcie na základe zistení výskumu trhu týkajúceho sa požiadaviek zákazníkov spoločnosti. Má dve možnosti. Buď sa rozhodne pre skvalitnenie služieb, s čím sa viaže určitá miera neistoty a rizika, alebo kvalitu poskytovaných služieb ponechá na doterajšej úrovni.

V rozhodovacej situácii A nebude mať informácia o požiadavkách zákazníkov žiadnu hodnotu. Manažér sa vždy rozhodne pre zvýšenie kvality služieb, nakoľko odhad očakávanej hodnoty rozhodnutia o zvýšení kvality služieb je pozitívny (+ 4,1 mil. €).¹ Ak by očakávaná hodnota rozhodnutia o zvýšení kvality služieb bola negatívna alebo rovná nule, manažér by sa nerozhodol pre zvýšenie kvality služieb. V prípade úspešnosti rozhodnutia o zvýšení kvality služieb môže podnik s pravdepodobnosťou 0,7 dosiahnuť zisk 5 mil. €. Pokiaľ by bol projekt neúspešný, s pravdepodobnosťou 0,3 dosiahne zisk 2 mil. €. Z uvedeného je zrejmé, že informácia týkajúca sa požiadaviek zákazníkov na kvalitu produkcie, nemá pre manažéra žiadnu hodnotu, pretože bez ohľadu na výsledky výskumu a ich aplikáciu, sa vždy rozhodne pre realizáciu zvýšenia kvality poskytovanej produkcie, pretože mu tento variant vždy prinesie zisk.



Obr. 2: Model rozhodovania v podmienkach situácie B (Aaker, 2009)

Rozhodovacia situácia B je veľmi podobná situácii A, až na fakt, že v prípade neúspechu realizácie zvýšenia kvality poskytovaných služieb, môže podnik s pravdepodobnosťou 0,3 dosiahnuť stratu vo výške 3 mil. €. Aj v tomto prípade sa manažér rozhodne pre realizáciu zvýšenia kvality služieb, pretože celková očakávaná hodnota tohto rozhodnutia je opäť pozitívna (+ 2,6 mil. €). V tomto prípade však musí rátať s možnosťou neúspechu svojho rozhodnutia, a teda so vznikom straty, pokiaľ by upravená kvalita služieb nereflektovala požiadavky zákazníkov. V prípade, ak by manažér disponoval informáciou, ktorá by vopred a s určitosťou indikovala neúspech rozhodnutia, takéto rozhodnutie by nikdy neprijal, pretože by spoločnosť čelila strate. Hodnota takejto informácie by bola na úrovni možnej straty – 3 mil. €. Samozrejme, išlo by o rozhodovanie v podmienkach istoty. V podmienkach neistoty manažér disponuje iba odhadom pravdepodobnosti neúspechu, a teda hodnota ideálnej informácie bude nižšia a bude sa rovnať násobku miery pravdepodobnosti neúspechu rozhodnutia a výške straty (+ 0,9 mil. €).

Realizáciou projektu výskumu trhu môže manažér získať informáciu o požiadavkách zákazníkov, ktoré by mohli priamo ovplyvniť a zabezpečiť úspešnosť rozhodnutia o zvýšení kvality služieb. Takúto informáciu však nie je možné pokladať za ideálnu, a preto jej hodnota bude nižšia. Násobok pravdepodobnosti neúspechu rozhodnutia a výšky straty bude určovať maximálnu hranicu nákladov alebo ceny na realizáciu výskumného projektu, pretože po jej prekročení bude pravdepodobná výška straty nižšia než náklady na realizáciu výskumu.

Uvedený spôsob odhadu hodnoty informácie možno považovať za základný. V tomto kroku výskumu odporúčame využitie Bayesianskej rozhodovacej teórie, samozrejme, pokiaľ to špecifiká konkrétného výskumného projektu umožnia.

¹ Očakávaná hodnota = $S * Pr(S) + F * Pr(F)$, kde:

S - úspech,

Pr(S) - pravdepodobnosť úspechu,

F - neúspech,

Pr(F) - pravdepodobnosť neúspechu.

3. Stanovenie hodnoty informácie využitím Bayesovho teorému

Stanovenie hodnoty informácie využitím Bayesovho teorému, je založené na dvoch základných predpokladoch:

- výsledky výskumu môžu byť tak pozitívne, ako aj negatívne,
- výskum nepredstavuje dokonalý indikátor konečného výsledku.

Model takéhoto stanovenia hodnoty informácie, potom vychádza z výpočtu nasledujúcich vzťahov v uvedenom poradí:

$$\Pr(Pos) = \Pr(pos / S) \cdot \Pr(S) + \Pr(Pos / F) \cdot \Pr(F) \quad (1)$$

$$\Pr(Neg) = \Pr(Neg / S) \cdot \Pr(S) + \Pr(Neg / F) \cdot \Pr(F) \quad (2)$$

Bayesov teorém:

$$\Pr(S / Pos) = \frac{\Pr(Pos / S) \cdot \Pr(S)}{\Pr(Pos)} \quad (3)$$

$$\Pr(F / Pos) = \frac{\Pr(Pos / F) \cdot \Pr(F)}{\Pr(Pos)} \quad (4)$$

$$\Pr(S / Neg) = \frac{\Pr(Neg / S) \cdot \Pr(S)}{\Pr(Neg)} \quad (5)$$

$$\Pr(F / Neg) = \frac{\Pr(Neg / F) \cdot \Pr(F)}{\Pr(Neg)} \quad (6)$$

Kde:

$\Pr(Pos/S)$ - pravdepodobnosť pozitívneho výsledku výskumu v prípade úspešného rozhodnutia,

$\Pr(Neg/S)$ - pravdepodobnosť negatívneho výsledku výskumu v prípade úspešného rozhodnutia,

$\Pr(Neg/F)$ - pravdepodobnosť negatívneho výsledku výskumu v prípade neúspešného rozhodnutia,

$\Pr(Pos/F)$ - pravdepodobnosť pozitívneho výsledku výskumu v prípade neúspešného rozhodnutia,

$\Pr(Pos)$ - pravdepodobnosť pozitívneho výsledku výskumu,

$\Pr(Neg)$ - pravdepodobnosť negatívneho výsledku výskumu,

$\Pr(S/Pos)$ - pravdepodobnosť, že rozhodnutie bude úspešné v prípade pozitívneho výsledku výskumu,

$\Pr(F/Pos)$ - pravdepodobnosť, že rozhodnutie bude neúspešné v prípade pozitívneho výsledku výskumu,

$\Pr(S/Neg)$ - pravdepodobnosť, že rozhodnutie bude úspešné v prípade negatívneho výsledku výskumu,

$\Pr(F/Neg)$ - pravdepodobnosť, že rozhodnutie bude neúspešné v prípade negatívneho výsledku výskumu.

Dokážeme určiť celkovú očakávanú hodnotu rozhodnutia o zvýšení kvality služieb. Potrebujeme však určiť očakávanú hodnotu „výskumnej alternatívy“ s cieľom určenia hodnoty informácie. Za týmto účelom musíme vypočítať očakávanú hodnotu alternatívy realizácie rozhodnutia v prípade pozitívneho výsledku výskumu:

$$= S \cdot \Pr(S / Pos) + F \cdot \Pr(F / Pos) \quad (7)$$

Podobne treba dopočítať očakávanú hodnotu alternatívy realizácie rozhodnutia v prípade negatívneho výsledku výskumu:

$$= S \cdot \Pr(S / Neg) + F \cdot \Pr(F / Neg) \quad (8)$$

Následne treba určiť očakávanú hodnotu „výskumnej alternatívy“, ktorú určíme ako súčet predchádzajúcich dvoch vzťahov:

$$= (S \cdot \Pr(S / Pos) + F \cdot \Pr(F / Pos)) + (S \cdot \Pr(S / Neg) + F \cdot \Pr(F / Neg)) \quad (9)$$

Posledným krokom je výpočet rozdielu očakávanej hodnoty „výskumnej alternatívy“ a očakávanej hodnoty realizácie rozhodnutia. **Pozitívny rozdiel nám určuje hodnotu informácie, ktorú je možné prostredníctvom výskumu získať.** Pokiaľ by bol rozdiel negatívny, výskumná štúdia by sa realizovať nemala.

4. Záver

Problematike stanovenie hodnoty informácie ako základného predpokladu efektívneho marketingového výskumu, sa v súčasnosti nevenuje dostatočná pozornosť. Je tomu tak nielen na úrovni marketingovej praxe, ale aj v rovine odbornej literatúry. Správne určená hodnota informácie však môže ovplyvniť nielen celkový charakter, ale aj štruktúru realizovaného marketingového výskumu, a tým sa spolupodieľať na získaní skutočne reliabilných a validných informácií, ktoré môžu manažérom v procese marketingového riadenia poskytnúť oveľa erudovanejší základ pre ich rozhodovací proces.

5. Literatúra

- [1] AAKER, A. D. a kol. 2009. Marketing Research. New York: John Wiley & Sons, 2009. 816 p. ISBN 978-04-703-1725-9.
- [2] HAGUE, P. 2003. Průzkum trhu. Brno: Computer Press, 2003. 234 s. ISBN 80-7226-917-8.
- [3] KOTLER, P. - ARMSTRONG, G. 2004. Marketing. Praha: Grada Publishing, 2004. 856 s. ISBN 80-247-0513-3.
- [4] KRIŽANOVÁ, A. a kol. 2010. Medzinárodný marketing. Žilina: GEORG, 2010. 263 s. ISBN 978-80-89401-13-0.
- [5] RICHTEROVÁ, K. 2008. Marketingový výskum. Bratislava: EKONÓM, 2008. 379 s. ISBN 978-80-225-2362-2.
- [6] SILVERMAN, D. 2013. Doing qualitative research, a practical handbook, London: Sage Publications, 2013. 465 p. ISBN 978-14-462-6014-2.
- [7] <http://www.esomar.org/knowledge-and-standards/market-research-explained.php>

Adresa autorov:

Jana Majerová, Mgr. Ing., PhD.

Žilinská univerzita v Žiline – FPEDAS, KE

Univerzitná 8215/1

010 26 Žilina

jana.majerova@fpedas.uniza.sk

Katarína Zvaríková, Ing., PhD.

Žilinská univerzita v Žiline – FPEDAS, KE

Univerzitná 8215/1

010 26 Žilina

katarina.zvarikova@fpedas.uniza.sk

Juraj Kolenčík, Ing., PhD.

Žilinská univerzita v Žiline – FPEDAS, KE

Univerzitná 8215/1

010 26 Žilina

juraj.kolencik@fpedas.uniza.sk

Mylné statistické analýzy – vliv zařízení Thermoback na úsporu paliva Fallible statistical analysis – Thermoback influence on fuel consumption

Jaroslav Marek, Josef Rak

Abstract: The article is tried to call attention to possible deception in the interpretation of statistical analysis. Manipulation of the numbers may cause a positive response to the general public, which is manipulated. Therefore the article is revealed manipulative ways that are commonly used. The article shows one example of manipulation with results of measurement of fuel consumption after using Thermoback.

Abstrakt: Článek věnuje pozornost možnostem klamání v interpretacích statistických analýz. Manipulace s čísly může kladně ovlivnit veřejnost, která je ovlivnitelná. Článek upozorňuje na nejběžnější způsoby manipulace. V článku je uveden příklad manipulace s výsledky měření spotřeby paliva při použití zařízení Thermoback.

Key words: approximation of fuel consumption, cubic spline

Klíčové slová: aproximace spotřeby paliva, kubický spline

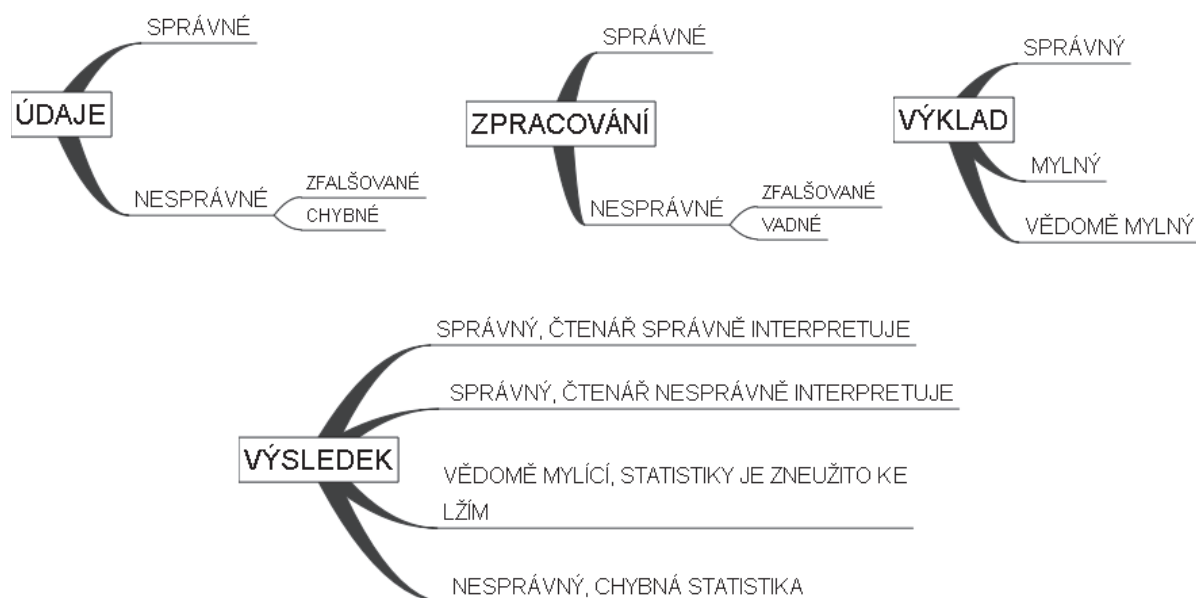
JEL classification:

Úvod

Dostupnost aplikací, které umožňují poměrně snadno vyrobit nejrůznější grafy resp. statistické analýzy, může mít i negativní důsledky. Fakta velmi často neodpovídají přesně tomu, co se někomu právě hodí do konceptu, a proto se často můžeme setkat s jejich úpravami a přizpůsobením. A tak je třeba počítat s tím, že budeme čím dál častěji vystaveni závěrům vyplývajících z chybných či zfalšovaných údajů, resp. ze správných údajů, které ale byly vadně, mylně či vědomě mylně zpracovány. V článku uvedeme příklad takového jednání.

1. Schéma zdrojů chyb a možností klamání v průběhu sestavování a zpracování statistik

Nejprve připomeneme schéma z knihy [1]. K jeho vytvoření použijeme program VYM – editor myšlenkových map. Domovská stránka programu je na adrese [2].



Obr. 1: Schéma zdrojů chyb a možností klamání

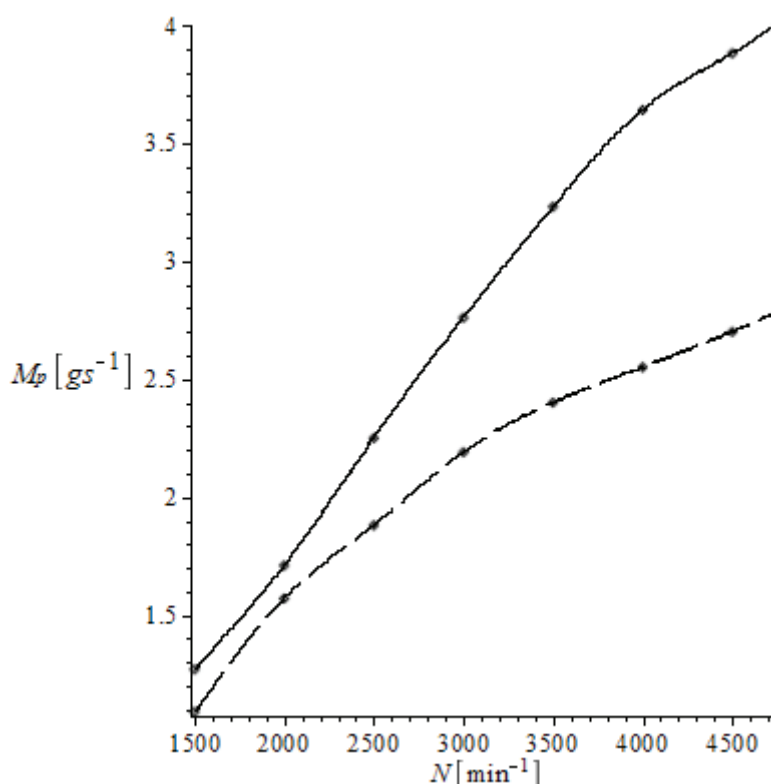
2. Takořka neuvěřitelná analýza měření

Nyní čtenáře provedeme zkušebním protokolem [4]. V protokolu, který vyhodnocuje parametry motoru před a po instalaci zařízení Thermoback [3], můžeme najít změřená data umožňující podrobnější analýzy.:

Tab. 1: Protokol spotřeby motoru

Sériový motor						Sériový motor po použití zařízení					
N	M_t	t_{vp}	Pe	M_p	M_{vz}	n	M_t	t_{vp}	Pe	M_p	M_{vz}
min^{-1}	Nm	$^{\circ}\text{C}$	kW	gs^{-1}	m^3s^{-1}	min^{-1}	Nm	$^{\circ}\text{C}$	kW	gs^{-1}	m^3s^{-1}
4750	91,2	768,0	45,36	4,00	0,042	4750	66,0	721,1	32,83	2,78	0,034
4500	95,2	764,0	44,86	3,88	0,042	4500	68,0	716,3	32,04	2,70	0,033
4000	101,2	736,6	42,39	3,64	0,038	4000	75,4	695,0	31,58	2,55	0,031
3500	103,0	695,4	37,75	3,23	0,033	3500	81,0	668,5	29,69	2,40	0,029
3000	104,8	666,9	32,92	2,76	0,028	3000	89,6	651,6	28,15	2,19	0,026
2500	104,1	632,7	27,25	2,25	0,023	2500	94,6	610,8	24,77	1,88	0,022
2000	99,0	605,7	20,73	1,71	0,018	2000	93,2	553,8	19,52	1,57	0,017
1500	88,4	555,3	13,89	1,27	0,013	1500	87,0	488,1	13,67	1,09	0,013

V protokolu je uvedeno, že maximální úspora paliva je 44 % ve středních otáčkách. Pomocí počítačového softwaru Maple [6] jsme znázornili přirozený kubický splajn [5] aproximující závislost spotřeby na otáčkách před a po instalaci zařízení. Splajn je znázorněn na následujícím obrázku 2. Plná křivka ukazuje aproximaci spotřeby před instalací zařízení a čárkovaná po instalaci.



Obr. 2: Závislost úspory paliva na otáčkách

Výpočtem docházíme ke zjištění, že ve skutečnosti je nejvyšší dosažená úspora 30,5 % při 4 750 otáčkách. Jak je možné, že výrobce udává hodnotu 44 %?

Jednoduše: úsporu nevztáhne k původní spotřebě automobilu, ale ke spotřebě při použití zařízení. Náš výpočet byl proveden takto:

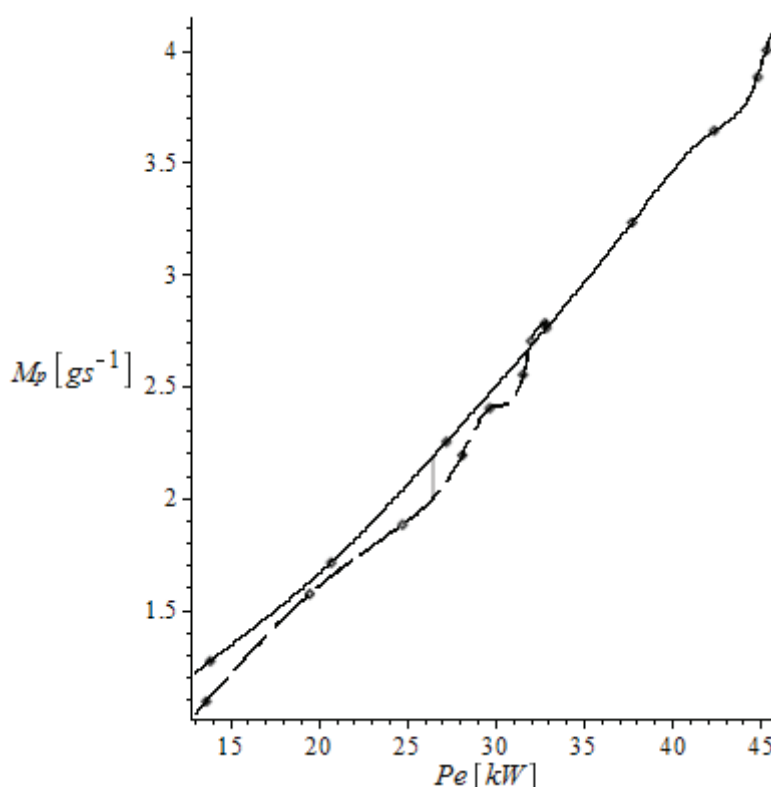
$$\text{úspora}_{\max} = \frac{\Delta \max}{\text{původní spotřeba}} = \frac{(4,00 - 2,78) \text{ g/s}}{4,00 \text{ g/s}} = 30,5 \%,$$

když výpočet v protokolu byl proveden následovně:

$$\text{spotřeba úspora}_{\max} = \frac{\Delta \max}{\text{nová spotřeba}} = \frac{(4,00 - 2,78) \text{ g/s}}{2,78 \text{ g/s}} = 43,8 \%.$$

Při výpočtech jsme neměli k dispozici distribuční funkci modelující rozložení otáček během skutečné jízdy. Pro odhad možné skutečné hodnoty úspory proto pouze zintegrujeme podíl mezi plochou určenou plnou a čárkovanou křivkou a plochou pod plnou křivkou na obr. 2. Výpočtem v programu MAPLE [6] získáváme střední hodnotu úspory 23,4 %.

Můžeme si položit otázky: “Je opravdu možné porazit všechny automobilky a vynalézt zařízení, které dosáhne takto velké úspory? Nejsou náhodou údaje, zpracování, výklad či výsledek nesprávné (viz obr. 1)?” Zcela jinak situace dopadne a to je jádrem pudla, pokud budeme sledovat závislost úspory spotřeby paliva nikoliv na otáčkách ale na výkonu motoru. Nainstalované zařízení totiž značně snižuje výkon. Všimněte si v tab. 1 a na obr. 3, že maximální výkon po instalaci zařízení je jen 32,83 kW při 4750 otáčkách oproti původnímu výkonu 45,36 kW při stejných otáčkách. Opět provedeme aproximaci pomocí přirozeného kubického splinu [5] softwarem Maple [6]. Vše znázorňuje následující obrázek 3. Plná křivka opět ukazuje aproximaci spotřeby před instalací zařízení a čárkovaná po instalaci.



Obr. 3: Závislost úspory paliva na výkonu

Výpočtem podílu příslušných ploch určené plnou a čárkovanou křivkou na obr. 3 s využitím určitého integrálu dostáváme v programu MAPLE [6] střední hodnotu úspory paliva vztaženou k výkonu ve výši 5,2 %. Dále výpočtem docházíme ke zjištění, že maximální úspora 8,5 % nastává při výkonu 26,57 kW.

3. Závěr

Uvedený příklad prezentoval snahu prodat výrobek, u kterého žádný efekt úspory spotřeby paliva nenastává, resp. byl efekt úspory vykoupen velkým snížením výkonu.

Na každé statistické zpracování dat je nutné pohlížet z více úhlů a nenechat se oklamat prvoplánově líbivou politikou.

Na závěr ještě dodejme, že uvedený vynález se stal i předmětem soudních sporů [7], když jeho autor žaloval Deník dnes za opublikování článku ze dne 7.5.2003. Žalobce žádal, aby žalovaná strana byla uznána povinnou uveřejnit za podmínek uvedených v § 13/1 zákona č. 46/2000 Sb. odpověď ve znění:

- Zpráva o zázračném vynálezu na úsporu spotřeby: funguje.
- Výsledek redakčního testu je výmysl, výsledek popsáný v článku není možné s odvoláním na výstupy z testování na pracovišti V. B., fakulta strojního inženýrství, Ú. d. t., odbor spalovacích motorů dosáhnout.

Podnět ke vzniku tohoto článku dal sám vynálezce Thermobacku J.Š., který v roce 2003 navštívil autora Jaroslava Marka a objednal si u něj výpočet střední hodnoty úspory paliva vzhledem k otáčkám, avšak pouze vzhledem k otáčkám. Autor Jaroslav Marek naštěstí záludnost úlohy odhalil. Vynálezce J.Š. odešel s výpočtem nejspíše nespokojen a pravděpodobně jej při soudním sporu nepoužil. Cílem článku bylo upozornit na možná nebezpečí, která na nás mohou číhat.

4. Literatura

- [1]SWOBODA, H.: MODERNÍ STATISTIKA, THE BELKNAP PRESS OF HARVARD UNIVERSITY PRESS, CAMBRIDGE, MASSACHUSETTS, LONDON,
- [2]DOMOVSKÁ STRÁNKA PROGRAMU VYM (MYŠLENKOVÉ MAPY)[ONLINE]. POSLEDNÍ REVIZE PROVEDENA 4. 6. 2010 [CIT. 5. 6. 2010]. <http://www.insilmari.de/vym/>
- [3]THERMOBACK. [HTTP://THERMOBACK.NETFIRMS.COM](http://thermoback.netfirms.com) [CIT. 7. 5. 2003].
- [4]VLIV ZAŘÍZENÍ THERMOBACK NA VÝKONOVÉ A EKONOMICKÉ PARAMETRY ZÁŽEHOVÉHO MOTORU Š781.136. PROTOKOL ZAKÁZKY HS 330028 ZE 20. 2. 2003. VYSOKÉ UČENÍ TECHNICKÉ V BRNĚ, FAKULTA STROJNÍHO INŽENÝRSTVÍ, ÚSTAV DOPRAVNÍ TECHNIKY, ODBOR SPALOVACÍCH MOTORŮ, TECHNICKÁ 2, 616 69 BRNO
- [5]VITÁSEK, E, NUMERICKÉ METODY, SNTL, PRAHA, 1987
- [6]MAPLE 16, <http://www.maplesoft.com>
- [7]USNESENÍ SOUDU, <http://kraken.slv.cz/30Cdo1713/2007>

Adresa autorů:

Jaroslav Marek, Mgr., Ph.D.
Fakulta elektrotechniky a informatiky
Univerzita Pardubice
Studentská 95, 532 10 Pardubice
jaroslav.marek@upce.cz

Josef Rak, RNDr., Ph.D.
Fakulta elektrotechniky a informatiky
Univerzita Pardubice
Studentská 95, 532 10 Pardubice
Josef.rak@upce.cz

Usage of statistic distribution for marketing estimates of the sale on the B2B market

Využitie nástrojov štatistického rozdelenia pre účely marketingových odhadov predaja na B2B trhu

Gabriela Masárová¹

Abstract: This paper describes and explains the fundamental characteristic of normal and binomial distribution and their using in predicting future sales in B2B companies. Probability partition of a random variable is a rule whereby to each phenomenon described by this variable is associated a particular probability. This rule is also called the statistical distribution. The specific statistical distribution of a random variable is obtained by assigning a probability to each value of the discrete random variable, respectively to interval values of the continuous random variable. Probability distribution can also be seen as a view that assigns to each elementary phenomenon a particular real number that determines the likelihood of this phenomenon.

Abstrakt: Tento článok popisuje a vysvetľuje základné charakteristiky jednej z normálneho a binomického rozdelenia, ich využitie v predikcii budúcich predajov v B2B podnikoch. Pravdepodobnosť náhodnej premennej je vo svojej podstate pravidlo, podľa ktorého každý jav je popísaný určitou premennou a je s ním spojená určitá pravdepodobnosť. Toto pravidlo sa nazýva aj štatistické rozdelenie. popísanému v tomto premennej je spojené určité pravdepodobnosti. Špecifické štatistické rozdelenia náhodnej veličiny sa získa tým, že sa priradí pravdepodobnosť každej hodnote diskkrétnej náhodnej veličiny, respektíve na interval hodnôt spojitej náhodnej premennej. Rozdelenia pravdepodobnosti môže tiež byť videný ako pohľad, ktorý priradzuje ku každému elementárnemu javu určité reálne číslo, ktoré určuje pravdepodobnosť tohto javu.

Key words: B2B, purchasing behaviour, normal distribution, binomial distribution.

Kľúčové slová: B2B, nákupné správanie, normálne rozdelenie, binomické rozdelenie.

JEL classification: C4, C0, M31

Introduction

Business-to-business (B2B) markets consist of all businesses and companies that purchase goods and services and use them in the manufacture of other products and services. These are sold, rented or supplied to other companies. B2B markets consist of retailers, wholesalers that buy goods for resale at a profit.

1. Purchasing behaviour on B2B market

B2B marketers pay much more attention to purchasing behaviour as B2C marketers. Business-to-business organizational purchasing processes usually involve many employees, what is the reason of creating *purchasing decision-making units*. Purchasing, respectively selling policy on B2B markets is influenced by many factors which are more complex than on B2C markets. This complex process is influenced by several factors. (Fig.1)

¹ The article is an output of scientific project VEGA 1/0473/12 Križanová, A. et al.: Integrated model of building of brand value as a tool of business marketing.

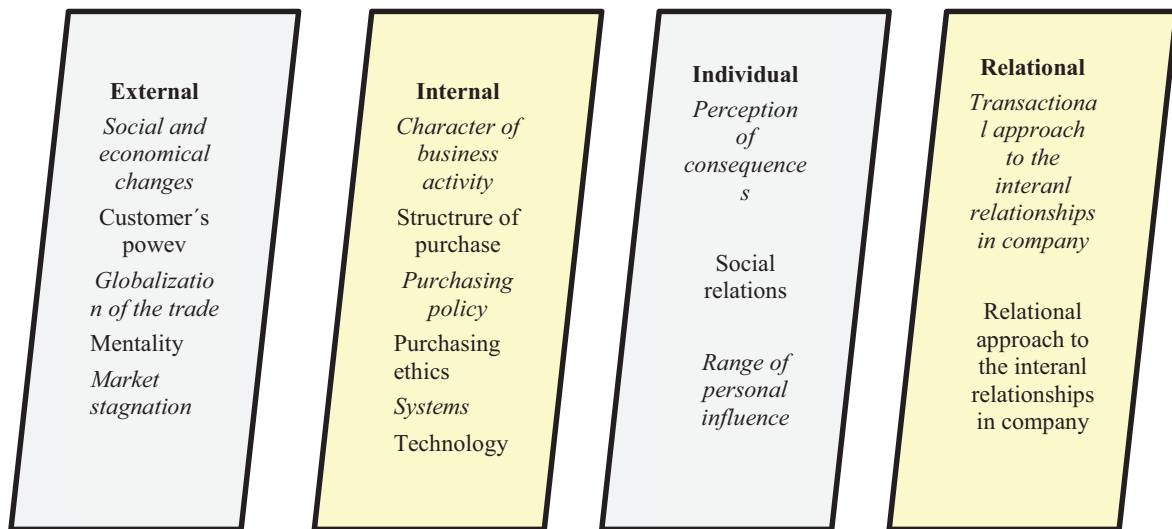


Figure 1 Factors influencing the purchasing behaviour on B2B market

Source: Self processed by ELLIS, N: Business-to-Business marketing: Relationships, Networks and Strategies. New York: OxfordUniversity Press, 2011, str. 40

These factors are the cause, which makes it difficult to estimate of sales for B2B market, which has high demands on management. Estimate of sales in a particular industry and time is fundamental in terms of nature themselves B2B markets. B2B markets are characterized by a derived demand from the demand for B2C markets. Derived demand and all the factors affect the buying behavior B2B market which leading management company to predict future sales. For predicting we use different tools. In this paper we will discuss the possibility of using normal and binomial distributions, which are forms of univariate distribution.

2. Univariate and multivariate distributions

„Univariate distributions describe a single parameter or variable and are used to model a parameter or variable that is not probabilistically linked to any other in the model. Multivariate distributions describe several parameters whose values are probabilistically linked in some way. In most cases, we create the probabilistic links via one of several correlation methods.“ (Vose, 2009, p.10)

We decide to focus on several forms of univariate distribution, such as: the Normal or Gaussian distribution, Discrete Uniform distribution, Binomial and Negative Binomial distribution, the Geometric and Hypergeometric distribution.

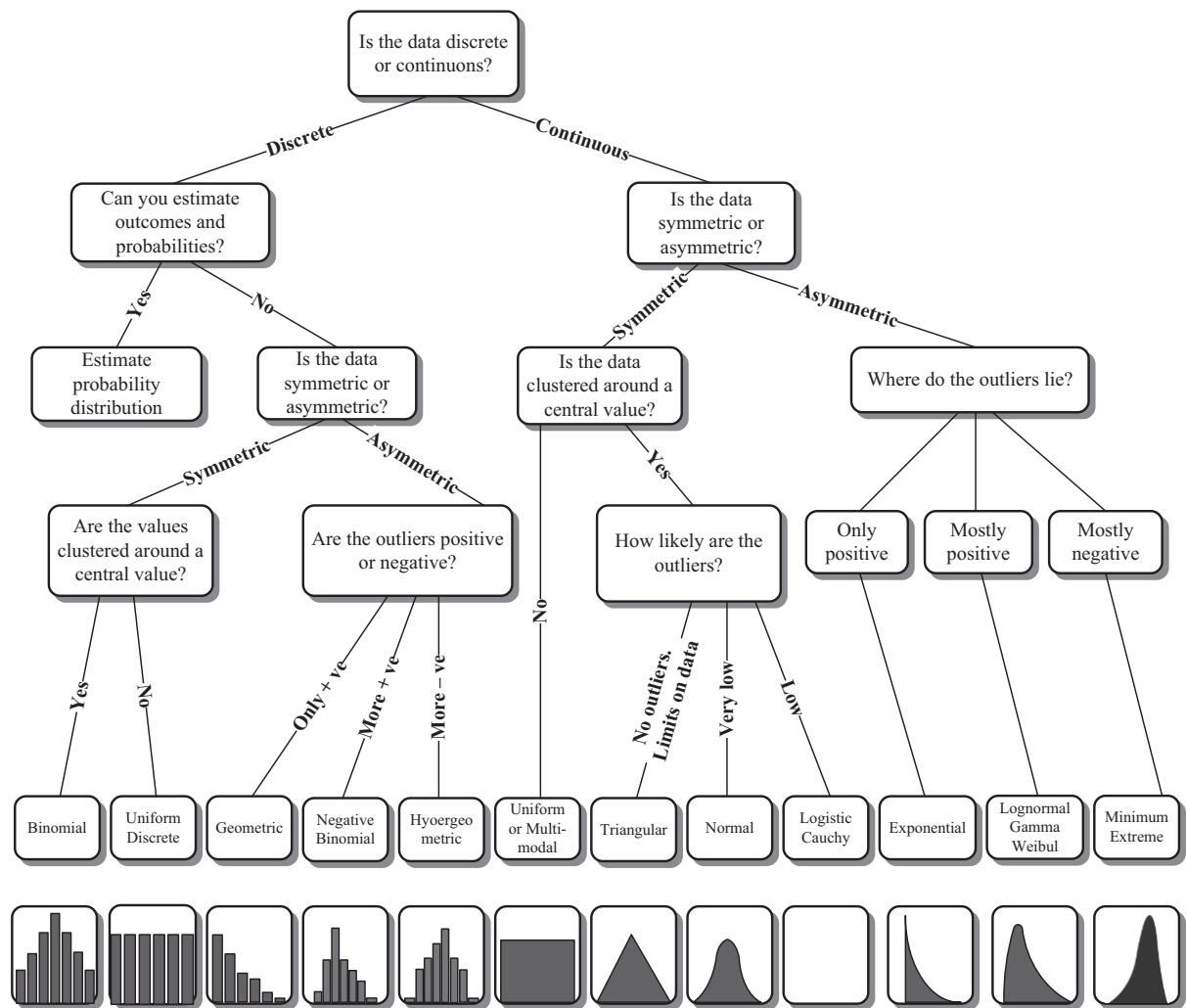


Figure 2 Graphical visualization of the choices of univariate distribution

Source: Self processed

3. Normal distribution

Normal or Gaussian distribution could be found in a wide range of applications. It is often used in the statistical theory of the error distribution (for example, in least squares regression analysis). The basic rule of statistics is the more data exists, the more the uncertainty distribution of the estimated parameter approaches a Normal. The advantage of this distribution is the ease of application and clarity.

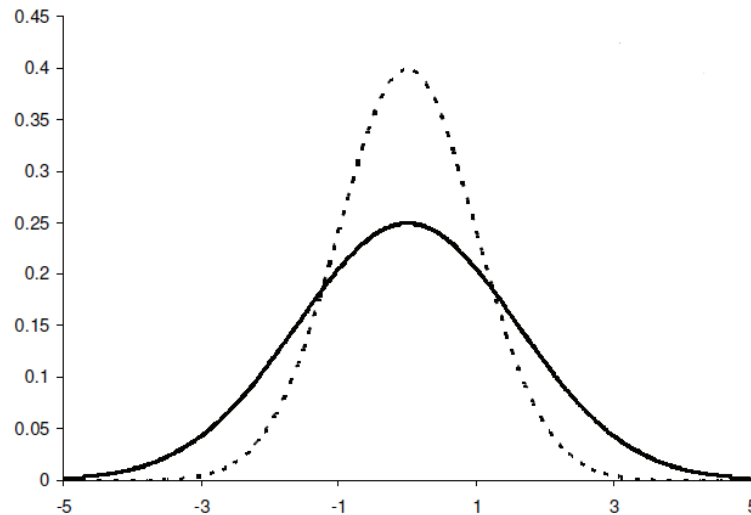


Figure 3 Graphical visualization of Normal distribution

Source: Self processed

Table 1 Normal distribution formula

Probability mass function	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$
Cumulative distribution function	<i>not specified</i>
Parameter restriction	$\sigma > 0$
Domain	$-\infty < x < \infty$
Mean	μ
Mode	μ
Variance	σ^2
SkPrewness	0
Kurtosis	3

Source: Self processed

4. Binomial distribution

The Binomial distribution shows the number of successes of n independent trials where the probability of success is p in each trial. Binomial distribution has a huge amount of uses. In addition to simple binomial processes, many other random processes could be usefully reduced to a binomial process to solve the problems.

Example uses of the Binomial distribution for a representation of:

- number of several unsuccessful vehicle startso f n trials,
- number of n damaged items of a production line,
- number of n randomly selected persons with a specific feature.

Examples of reductions to a Binomial distribution:

- blood samples that have zero or more of the antibodies,

- number representation of machines and devices that run without a breakdown longer than t hours,
- approach to the Hypergeometric distribution.

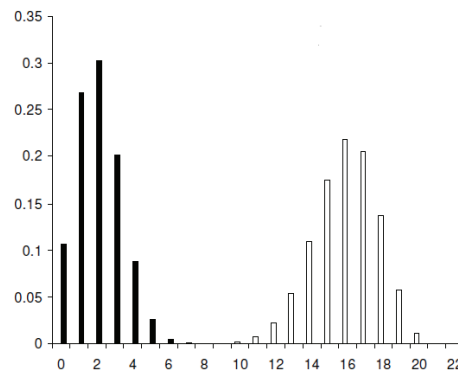


Figure 4 Graphical visualization of Binomial distribution

Source: Self processed

Table 2 Binomial distribution - formula

Probability mass function	$f(x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$
Cumulative distribution function	$F(x) = \sum_{i=1}^x \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i}$
Parameter restriction	$0 \leq p \leq 1; n = \{0, 1, 2, \dots\}$
Domain	$x = \{0, 1, 2, \dots, n\}$
Mean	Np
Mode	$p(n+1)-1; p(n+1);$ <i>if $p(n+1)$ is an integer</i>
Variance	$np(1-p)$
Skewness	$\frac{1-2p}{\sqrt{np(1-p)}}$
Kurtosis	$\frac{1}{np(1-p)} + 3 \left(1 - \frac{2}{n}\right)$

Source: Self processed

The Binomial distribution is a presumption that the probability p does not change by realization of several number of experiments.

5. Conclusion

Statistic distribution has many possibilities of uses. In this paper, we discussed the possibility of its implementing sales estimates on the B2B market. We was focused mainly on normal and binomial distribution which are in practice the most famous and most used.

Their application should not be a problem for business management in estimating future sales of the B2B market. Companies that are part of the B2B market cannot rely on luck, but they must predict future sales and manage the strategies of company.

6. Literature

- [1] DAMODARAN, A. 2007. Strategic risk taking : a framework for risk management, Wharton School Publishing, p. 342-346.
- [2] KLIEŠTIK, T. and col. 2011. Investičný manažment, Vydavateľstvo EDIS, Žilina, p.126-135.
- [3] LAMOŠ, F. 1989. Pravdepodobnosť a matematická štatistika, Alfa, Bratislava, p. 32-45.
- [4] RICE, J. A. 2007. Mathematical Statistics and Data Analysis, Duxbury Press, 3rd Edition , 2007, p. 110-112.
- [5] VOSE, D. 2008. Risk analysis: a quantitative guide / David Vose. - 3rd ed., John Wiley & Sons, Ltd, The Atrium, Southern Gate, p. 321-345.
- [6] ELLIS, N. 2011. Business-to-Business marketing: Relationships, Networks and Strategies. New York: OxfordUniversity Press, p. 40-73.

Author's name:

Gabriela Masárová, Ing.

Department of Economics

Faculty of Operation and Economics of Transport and Communications

University of Žilina in Žilina, Univerzitná 1, 010 26 Žilina, Slovakia

E-mail: gabriela.masarova@fpedas.uniza.sk

Bayesovská klasifikácia sentimentu Bayesian sentiment classification

Andrej Mihálik

Abstract: In our paper we present an application of naïve Bayes classifier to the creation of a model predicting the sentiment of a film review based on the presence of chosen words. We go through the process of text extraction from a website, tokenizing, normalization and transformation so that it can be used for the creation of a predictive model. In the introductory part we bring a brief theoretical overview of sentiment analysis and an introduction to the algorithm used for the creation of Bayesian classifier.

Abstrakt: V príspevku prezentujeme použitie naivného Bayesovského klasifikátora na tvorbu modelu predikujúceho sentiment vo filmovej recenzii na základe prítomnosti vybraných slov. Prechádzame pritom procesom extrakcie textu z webovej stránky, jeho rozdelením na slová (tokenizáciou), normalizáciou a transformáciou vhodnou pre tvorbu prediktívneho modelu. V úvode taktiež prinášame stručný teoretický prehľad problematiky analýzy sentimentu a predstavenie algoritmu využívaného pre tvorbu Bayesovského klasifikátora.

Key words: natural language processing, sentiment analysis, Naive Bayes classifier, film reviews, sentiment classification

Kľúčové slová: spracovanie prirodzeného jazyka, analýza sentimentu, naivný Bayesovský klasifikátor, filmové recenzie, klasifikácia sentimentu

JEL classification: C11

Úvod

Záujem o analýzu sentimentu ako súčasti hĺbkovej analýzy textu predstavuje v posledných rokoch jednu z najprítlačlivejších oblastí pre vedecké bádanie vďaka svojmu potenciálnemu akademickému, ale najmä komerčnému využitiu. Ľudský sentiment a oblasť ľudskej subjektivity dlho odolávala kvantitatívnej analýze kvôli zložitosti, ktorou sa vyznačuje. Subjektívnosť vyjadrená prostredníctvom hovorenej a písanej ľudskej reči sa vyznačuje mnohými nuansami. Použitie fráz, rozvitá vetná stavba, obrazné vyjadrovanie, použitie ironie a sarkazmu stále predstavujú neprekonané prekážky tejto disciplíny. Existujú však rôzne prístupy, napríklad v prípade detekcie sentimentu, ako dosiahnuť pomerne dobré výsledky. O prezentáciu jedného z nich sa pokúsime v tejto práci. Dáta, ktoré na tento účel využijeme, pochádzajú z oblasti, kde hrá subjektívnosť ústrednú úlohu, a síce pôjde o filmové recenzie. Na analýzu použijeme naivný Bayesovský klasifikátor najmä kvôli jeho jednoduchosti, ľahkej interpretovateľnosti, ale aj robustnosti. Cieľom práce je prezentovať možný postup pri analýze dát z webu a predstaviť klasifikáciu sentimentu na týchto dátach s využitím bayesovskej klasifikácie.

1. Analýza sentimentu

Ústredným problémom analýzy sentimentu je detekcia názorov v zvolenom dokumente. Názor môžeme definovať ako päticu $(e_i, a_{ij}, s_{ijkl}, h_k, t_l)$, pričom e_i je názov entity, a_{ij} je aspektom entity e_i , h_k je nositeľ názoru a t_l čas, kedy h_k vyjadril/a názor. Sentiment s_{ijkl} môže byť pozitívny, negatívny alebo neutrálny, alebo vyjadrený rôznymi úrovňami intenzity (1).

Majme dokument s nasledovným znením:

Na výstave počítačovej techniky 13.9.2013 Ján usúdil, že najnovší notebook značky HP X1000 dosahuje vďaka špičkovému procesoru vysoký výkon, jeho manželka si ale myslí, že je v porovnaní s modelmi konkurencie príliš ťažký.

Z uvedeného dokumentu môžeme extrahovať dve päťice predstavujúce názory:

1. (notebook HP X1000, výkon, pozitívny, Ján, 13.9.2013)

2.

Pri spracovaní dokumentov v praxi je však situácia o niečo komplikovanejšia a musíme čeliť viacerým problémom, obzvlášť keď si uvedomíme, že kvôli ich rozsahu by bolo neefektívne, aby boli spracovávané ľuďmi. Ich úlohu preberajú algoritmy pochádzajúce z oblasti spracovania prirodzenej reči (*natural language processing*). Hlavné úskalia pre ne okrem iných predstavujú napr. správna detekcia sentimentu pri použití sarkastického vyjadrenia, definícia atribútu entity, ak nie je v texte pomenovaná priamo, priradenie názoru k správnej entite, ak je ich spomenutých niekoľko atď.

V našom príspevku výrazne zúžime problém analýzy sentimentu a zo spomínanej päťice sa zameriame na detekciu sentimentu ~~subjektu~~ z textu na základe klasifikačného modelu, pričom kvalitu sentimentu budeme považovať za binárnu premennú s dvoma možnými hodnotami (pozitívny a negatívny).

2. Naïve Bayes klasifikátor

Zdrojom pre tvorbu nášho modelu na detekciu sentimentu budú recenzie filmov pochádzajúce z Česko-slovenskej filmovej databázy (www.csfd.cz). Recenzie je možné extrahovať zo stránky tak, že okrem textu získame aj číselné hodnotenie v podobe počtu hviezdíčiek udelených užívateľom (1 až 5). To znamená, že máme k dispozícii prvky (recenzie) s určitými znakmi a poznáme vopred ich príslušnosť k triede (pozitívne alebo negatívne hodnotenie). Naším cieľom je na základe týchto dát vytvoriť množinu pravidiel, ktorá nám umožní podľa vybraných znakov klasifikovať recenzie bez znalosti ich číselného hodnotenia. Z uvedeného je teda zrejmé, že pôjde o klasifikačný problém „pod dohľadom učiteľa“.

Z dostupných algoritmov pre tento typ problému sme zvolili bayesovský klasifikátor, hlavne kvôli jeho početným výhodám: Dá sa vytvoriť jednoducho, obsahuje malé množstvo parametrov a jeho interpretácia je pomerne nenáročná. Ide o naivný klasifikátor predpokladajúci nezávislosť premenných, čo je pomerne silný predpoklad. V praxi sa však ukazuje, že aj napriek tomu dosahuje veľmi dobré výsledky a nie je natoľko problematický ani pri prítomnosti vzájomnej korelácie vysvetľujúcich premenných.

Majme objekt prináležiaci triede i a vektor jeho znakov $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_p)$, $P(i|\mathbf{x})$ je pravdepodobnosť príslušnosti objektu s vektorom znakov $\mathbf{x}$ triede i a $P(i)$ predstavuje apriórnu pravdepodobnosť príslušnosti k triede i (bez vedomosti o jeho znakoch). „Naivný“ bayesovský klasifikátor nám poskytne odhad spomínanej pravdepodobnosti $P(i|\mathbf{x})$, ktorá v spojení so stanovením určitej hraničnej pravdepodobnosti (veľmi často 0,5) je dostatočná na klasifikáciu objektov nášho záujmu. Pre získanie odhadu hodnoty $P(i|\mathbf{x})$ potrebujeme z našej vzorky (časti použitej na tvorbu modelu) zistiť apriórne pravdepodobnosti $P(i)$ a frekvenciu jednotlivých znakov vo všetkých triedach i . Vo svojej jednoduchej podobe tak odhad $\hat{P}(i|\mathbf{x})$ predstavuje aplikáciu Bayesovej vety:

$$P(i|\mathbf{x}) = \frac{f(\mathbf{x}|i)P(i)}{f(\mathbf{x})}$$

V našej aplikácii predstavujú spomínané objekty jednotlivé recenzie filmov, rozlišujeme dve triedy: pozitívne a negatívne hodnotenie a znak v našom prípade predstavuje prítomnosť

určitého slova v recenzii. Klasifikátor vytvoríme pomocou knižnice pre spracovanie prirodzeného jazyka *nltk* pre jazyk *Python* a využijeme pritom metódu *train* objektu *NaiveBayesClassifier*.

3. Dáta

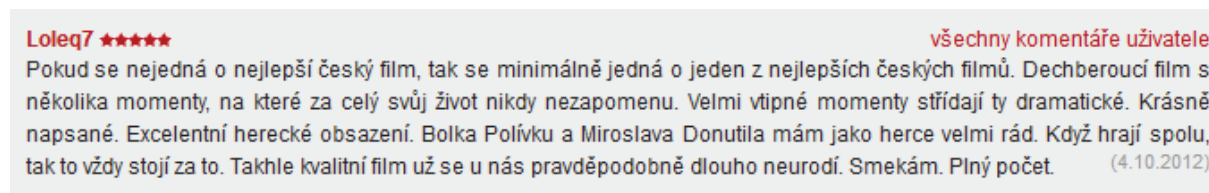
Na tvorbu nášho modelu sme využili recenzie z Česko-Slovenskej filmovej databázy, čiže komentáre k filmom nachádzajúce sa na rebríčku najlepších a najhorších filmov. Komentáre pre jednotlivé filmy podliehajú jednotnej štruktúre, keďže sú generované jazykom PHP, na extrakciu recenzie a zodpovedajúceho hodnotenia tak stačilo, po nahraní stránky, vyhľadávanie pomocou regulárneho výrazu. Algoritmus pritom postupne prechádzal stránkami s komentármi pre všetkých 600 filmov zo spomínaných rebríčkov. Recenzie sme uložili ak zoznam dvojíc recenzia a hodnotenie:

```
recenzie = re.findall(r'<li id="comment.+?>\W+<h5.+?</h5> \W+\W+<div class="info"> \W+<a  
href="/uzivatel/.+?</a>\W+</div>\W+<p class="post"> (.*)<span  
class="date desc">', obsah_stranky)
```

Zoznam znakov v našom prípade bude predstavovať príslušnosť slova v komentári, pôjde pritom o 1000 najčastejšie sa vyskytujúcich slov v komentároch, ktoré sú buď čísla (pre prípad, že by sa číselné hodnotenie nachádzalo v komentári) alebo slová zložené zo znakov abecedy, pričom sa obmedzíme na slová dlhšie ako tri znaky, čím odfiltrujeme väčšinu neplnovýznamových slov (predovšetkým predložky a spojky). Reťazec predstavujúci komentár tak musíme rozložiť na jednotlivé slová (v anglickej literatúre sa tento proces označuje ako *tokenizing*). Ešte predtým je potrebné vyriešiť ďalší problém. Pri určovaní frekvencie slov je potrebné zarátať slovo nachádzajúce sa uprostred vety a slovo nachádzajúce sa na začiatku vety s veľkým začiatočným písmenom ako dva výskyty toho istého slova. Pred spracovaním tak všetky slová recenzie transformujeme tak, aby obsahovali len malé písmená. Užívatelia sa taktiež líšia v používaní diakritických znamienok. Aby pri počítaní frekvencie boli napríklad slová „vynikajúci“ a „vynikajuci“ zarátané ako rovnaké slová, odstránili sme pri ďalšej transformácii zo slov diakritické znamienka. Zmena veľkých písmen slov na malé a odstránenie diakritických znamienok sú súčasťou procesu normalizácie textu. Posledná úprava spočívala v konverzii číselného hodnotenia pri každej recenzii na binárnu premennú s triedami „pos.“ (pozitívny komentár) a „neg.“ (negatívny komentár), komentáre s neutrálnym hodnotením sme vynechali. Číselné hodnotenie v rozsahu 1 až 2 tak bolo nahradené hodnotou „neg.“ a rozsah 4 až 5 zodpovedá hodnote „pos.“. Z takto upravenej množiny 214 345 recenzií sme náhodne vybrali vzorku 30 000 recenzií s pomerom 1:1 pozitívnych k negatívnym komentárom. Apriórna pravdepodobnosť tak pre obe triedy predstavuje 0,5.

Ukážme si teraz vyššie popísaný proces extrakcie a transformácie dát na príklade:

A. Komentár ako je zobrazený na stránke www.csfd.cz:



Obrázok 1: Príklad hodnotenia filmu na [csfd.cz](http://www.csfd.cz)

Zdroj: vlastné spracovanie

B. Zdrojový kód recenzie s vyznačenou časťou extrahovanou regulárnym výrazom:

```
<li id="comment-9057480">
    <h5 class="author"><a href="/uzivatel/172466-loleq7/">Loleq7</a></h5>
    
    <div class="info">
        <a href="/uzivatel/172466-loleq7/komentare/">všetchny komentáře
uživatele</a>
    </div>
    <p class="post">Pokud se nejedná o nejlepší český film, tak se
minimálně jedná o jeden z nejlepších českých filmů. Dechberoucí film s
několika momenty, na které za celý svůj život nikdy nezapomenu. Velmi
vtipné momenty střídají ty dramatické. Krásně napsané. Excelentní herecké
obsazení. Bolka Polívku a Miroslava Donutíla mám jako herce velmi rád. Když
hrají spolu, tak to vždy stojí za to. Takhle kvalitní film už se u nás
pravděpodobně dlouho neurodí. Smekám. Plný počet.<span class="date
desc">(4.10.2012)</span></p>
</li>
```

C. Závěrečná podoba po normalizácii, rozdělení na slova a transformování hodnotenia na binárnu premennú:

```
(['pokud', 'se', 'nejedna', 'o', 'nejlepsi', 'cesky', 'film', ',', 'tak',
'se', 'minimalne', 'jedna', 'o', 'jeden', 'z', 'nejlepsich', 'ceskych',
'filmu.', 'dechberouci', 'film', 's', 'nekolika', 'momenty', ',', 'na',
'ktere', 'za', 'cely', 'svuj', 'zivot', 'nikdy', 'nezapomenu.', 'velmi',
'vtipne', 'momenty', 'stridaji', 'ty', 'dramaticke.', 'krasne', 'napsane.',
'excelentni', 'herecke', 'obsazeni.', 'bolka', 'polivku', 'a', 'miroslava',
'donutila', 'mam', 'jako', 'herce', 'velmi', 'rad.', 'kdyz', 'hrají',
'spolu', ',', 'tak', 'to', 'vzdy', 'stoji', 'za', 'to.', 'takhle',
'kvalitni', 'film', 'uz', 'se', 'u', 'nas', 'pravdepodobne', 'dlouho',
'neurodi.', 'smekam.', 'plny', 'pocet', '.', 'pos.'])
```

4. Tvorba klasifikátora

Zdrojom dát pre tvorbu nášho modelu predstavuje 15 000 pozitívnych a 15 000 negatívnych komentárov v podobe popísanej v predchádzajúcej sekcii pod písmenom C. Aby bolo možné neskôr ohodnotiť presnosť nášho modelu, tak 10% náhodne vybraných komentárov oddelíme a použijeme ich neskôr na testovacie účely. Pri tvorbe modelu sa

budeme snažiť odhadnúť sentiment komentára na základe prítomnosti vybraných slov v komentári (podrobnosti o výbere slov sú uvedené v časti 3). V tejto fáze potrebujeme pre tvorbu modelu zistiť len hodnotu `fcid`, teda pre každé z 1 000 použitých slov jeho frekvenciu výskytu v pozitívnych a negatívnych komentároch. Metóda `nlk.NaiveBayesClassifier.train()` vyžaduje ako argument nie komentár ako taký, ale 1 000 atribútov, jeden pre každé slovo s hodnotou `True` v prípade, že sa slovo nachádza v komentári alebo `False`, ak sa v komentári nenachádza. Výstupom aplikácie bayesovského klasifikátora je vypočítanie relatívneho výskytu jednotlivých slov v pozitívnych a negatívnych recenziách, ktoré je možné využiť pri klasifikácii komentárov s neznámym hodnotením. Na obrázkoch č. 2 a 3 môžeme vidieť slová, ktoré sa ukázali byť najlepším indikátorom pre pozitívny resp. negatívny komentár. V stĺpci pomer je graficky znázornený pomer použitia slov v pozitívnych komentároch ku negatívnym komentárom a vica versa v druhom prípade. Frekvencia predstavuje percentuálne zastúpenie vo všetkých komentároch. Ako je možné vidieť, ide o slová, ktoré sú zväčša výrazne emocionálne nabité, prípadne čísla, ak autor komentáru v jeho texte uvádzal aj percentuálne hodnotenie, prípadne počet hviezdíčiek. Hodnotenie presnosti klasifikácie na testovacej dátovej množine viedlo k pomerne prijateľnému výsledku 78% správne klasifikovaných komentárov.

5. Záver

V príspevku sme prezentovali teoretický prehľad analýzy sentimentu a bayesovskej klasifikácie. Ukázali sme, že knižnica jazyka *Python nltk* v spojení s prácou s regulárnymi výrazmi postačuje na extrakciu, rozdelenie, normalizáciu a transformáciu textu z webových zdrojov. Na tvorbu prediktívneho modelu založenom na naivnom bayesovskom klasifikátore sme použili 30 000 recenzií zo stránky www.csfd.cz, pričom polovica mala pozitívny a polovica negatívny charakter. Tvorba modelu bola postavená na implementácii klasifikátora v knižnici *nltk* v objekte *NaiveBayesClassifier* a 27 000 recenziách. Zvyšné údaje nám poslúžili na posúdenie presnosti vytvoreného modelu. Recenzie sme klasifikovali na základe prítomnosti 1 000 najčastejšie sa vyskytujúcich slov vo všetkých recenziách, pričom sme do úvahy brali len čísllice a slová zložené z viac ako troch písmen, aby sme vylúčili čo najviac neplnovýznamových slov, ktoré nezvyknú byť nositeľom subjektivity. Napriek svojej jednoduchosti použitý model dokázal klasifikovať korektne 78% prípadov v testovacej dátovej množine. Priniesli sme aj prehľad slov, ktoré sa ukázali byť vhodnými indikátormi sentimentu a videli sme, že sa jedná predovšetkým o prídavné mená, podstatné mená a slovesá, pričom často pochádzali kvôli silnému emocionálnemu podfarbeniu z okraja slovnej zásoby.

6. Literatúra

1. WU, X. - VIPIN K. et al. *The Top Ten Algorithms in Data Mining*. Boca Raton, FL : Chapman & Hall, 2009. ISBN 978-1-4200-8964-6.
2. LIU, B. *Sentiment Analysis and Opinion Mining*. Toronto : Morgan & Claypool, 2012. ISBN 978-1-6084-5884-4.
3. BIRD, S. - KLEIN, E. - LOPER, E. *Natural Language Processing with Python*. Sebastopol, CA : O'Reilly, 2009. ISBN 978-0-596-51649-9.

slovo	pomer	frekvencia	slovo	pomer	frekvencia
95	• ○○○○○○○○ ○○○○○○○○○	○ 0.60%	najlepsich	• ○○○○○○○○	○ 0.45%
nadherny	• ○○○○○○○○ ○○○	○ 0.26%	brilantni	• ○○○○○○○○	○ 0.38%
dokonalá	• ○○○○○○○○ ○○○	○ 0.42%	nadherna	• ○○○○○○○○	○ 0.28%
nejlepsich	• ○○○○○○○○ ○○	○ 2.52%	vynikajici	• ○○○○○○○○	○ 1.27%
85	• ○○○○○○○○ ○	○ 0.57%	perfektni	• ○○○○○○○○	○ 0.90%
dokonalý	• ○○○○○○○○	○ 0.92%	vyborný	• ○○○○○○○○	○ 1.23%
vytknout	• ○○○○○○○○	○ 0.45%	skvelou	• ○○○○○○○○	○ 0.52%
strhující	• ○○○○○○○○	○ 0.48%	silný	• ○○○○○○○○	○ 0.87%
dokonalost	• ○○○○○○○○	○ 0.28%	skvelá	• ○○○○○○○○	○ 1.13%
perfektně	• ○○○○○○○○	○ 0.64%	úžasné	• ○○○○○○○○	○ 0.06%

Obrázok 2: 20 slov s najsilnejšou schopnosťou indikovať pozitívne hodnotenie
Zdroj: vlastné spracovanie

slovo	pomer	frekvencia	slovo	pomer	frekvencia
sracka	o o o o	● 0,44%	trapne	o o	● 1,00%
odpad	o o o o	● 1,58%	hvezda	o o	● 1,05%
hvezdicka	o o o o	● 1,13%	blbost	o o	● 0,8%
trapny	o o o	● 0,48%	pokus	o o	● 0,63%
stupidni	o o o	● 0,41%	nicem	o o	● 0,60%
zasmal	o o o	● 0,76%	slaby	o o	● 0,44%
kravina	o o o	● 0,42%	nudny	o o	● 0,87%
nuda	o o o	● 1,58%	radoby	o o	● 0,58%
40	o o o	● 0,84%	nudne	o o	● 0,82%
becko	o o	● 0,39%	vtipy	o o	● 0,57%

Obrázok 3: 20 slov s najsilnejšou schopnosťou indikovať negatívne hodnotenie
Zdroj: vlastné spracovanie

Adresa autora:

Mgr. Andrej Mihálik
 Fakulta managementu UK
 Odbojárov 10
 820 05 Bratislava
 Andrej.Mihalik@st.fm.uniba.sk

**Vplyv reálneho výmenného kurzu na vývoj bežného účtu
v krajinách strednej Európy**
**Real Exchange Rate and Current Account
in the Central European Countries**

Rajmund Mirdala

Abstract: Real exchange rate dynamics and associated effects on the current account adjustments represent quite challenging area of investigation in today's equilibrium models of the open economy macroeconomics. Main outcomes of this research are usually confronted with one of the key macroeconomic equilibrium assumptions represented by investment-saving ratio. It seems that countries with relative exchange rate flexibility experienced a wide variety of implications associated with price effects of exchange rate dynamics to their current accounts adjustments during last two decades.

In the paper we analyze effects of substantial external competitiveness determinants to the main trends in current account in the Central European countries. We emphasize effects of CPI and ULC based real effective exchange rates dynamics to the current accounts adjustments. We suggest that our results reveal key aspects of relative price and redistributive effects and their impact on the external competitiveness in the selected group of countries.

Abstrakt: *Opodstatnenosť skúmania relatívneho vplyvu vývoja výmenného kurzu na bežný účet platobnej bilancie je v súčasných prístupoch využívajúcich rovnovážne modely otvorenej ekonomiky konfrontované s formovaním vzťahu medzi investíciami a úsporami, ktorý najmä v dlhom období zásadným spôsobom determinuje vývoj vonkajšej rovnováhy prostredníctvom bežného účtu platobnej bilancie. Počas obdobia posledných dvoch desaťročí boli krajiny s relatívnou kurzovou volatilitou konfrontované s pôsobením cenových efektov výmenných kurzov na dynamiku vývoja ich bežných účtov v podmienkach prebiehajúcej konvergenzie k starým členským krajinám EÚ.*

V príspevku budeme analyzovať pôsobenie podstatných determinantov vývoja zahraničnej konkurencieschopnosti na vývoj bežných účtov krajín strednej Európy. Osobitnú pozornosť budeme venovať vplyvu reálnych efektívnych výmenných kurzov (vypočítaných na báze CPI a ULC) na prispôbovanie bežných účtov platobných bilancií. Predpokladáme, že uskutočnená analýza nám umožní objasniť charakter determinačného potenciálu relatívnych cenových a implikovaných redistribučných efektov dynamiky výmenných kurzov na vývoj zahraničnej konkurencieschopnosti v rámci zvolenej skupiny krajín.

Key words: current account, real exchange rate, economic growth, terms of trade, economic crisis

Kľúčové slová: bežný účet, reálny výmenný kurz, ekonomický rast, výmenné relácie, hospodárska kríza

JEL classification: C32, F32, F41

1. Úvod

Relatívny význam výmenného kurzu pri ovplyvňovaní vývoja zahraničnej konkurencieschopnosti krajín možno považovať za pomerne často diskutovanú problematiku nielen v hospodársko-politických, ale aj akademických kruhoch. Zvýšený záujem o túto oblasť možno sledovať nielen v podmienkach vyspelých západných ekonomík (napr. v kontexte európskej menovej integrácie, prípadne výziev spojených s formovaním novej globálnej menovej architektúry v pokrízovom období), ale aj transformujúcich sa ekonomík,

ktoré v európskom priestore dynamicky konvergujú k starým členským krajinám Európskej únie (EÚ). Opodstatnenosť skúmania relatívneho vplyvu vývoja výmenného kurzu na bežný účet platobnej bilancie (dlhodobé tendencie v jeho vývoji pritom možno považovať za podstatný indikátor formovania zahraničnej konkurencieschopnosti krajiny) je v súčasných prístupoch využívajúcich rovnovážne modely otvorenej ekonomiky konfrontované s formovaním vzťahu medzi investíciami a úsporami, ktorý najmä v dlhom období zásadným spôsobom determinuje vývoj vonkajšej rovnováhy prostredníctvom bežného účtu platobnej bilancie.

Relatívne vysoké tempá ekonomického rastu, ktoré krajiny strednej Európy vykazovali niekoľko rokov počas predkrízového obdobia prispievali, spoločne s perspektívou očakávaného prijatia eura, k posilňovaniu apreciačných tlakov na nominálne výmenné kurzy (Stavarek, 2012). Krajiny s relatívnou kurzovou volatilitou¹ tak boli v podmienkach prebiehajúcej konvergenzie k starým členským krajinám EÚ konfrontované s pôsobením cenových efektov výmenných kurzov na dynamiku vývoja ich bežných účtov. Dôsledná analýza vývoja relatívnych zmien v trendových trajektoriách výmenných kurzov a súvisiace prispôsobovanie bežných účtov sa tak stáva zaujímavým objektom skúmania vzájomných vzťahov medzi reálnymi výmennými kurzami a zahraničnou konkurencieschopnosťou krajín (Rusek, 2013). Opodstatnenosť tohto zámeru naberaá na intenzite v súvislosti s posilnením asynchronných efektov vyvolaných hospodárskou krízou, ktoré v podobe vyvolaných redistribučných efektov ovplyvňujú prispôsobovanie bežných účtov a tým aj úroveň relatívnej konkurencieschopnosti jednotlivých krajín. Aj keď možno výsledky doterajších empirických štúdií v oblasti skúmania jednosmerných vzťahov medzi vývojom reálnych výmenných kurzov a bežných účtov považovať pomerne limitované (Arghyrou and Chortareas, 2008), vplyvom fenoménu internej devalvácie (Armingeon and Baccaro, 2012) a jej možných dopadov na konkurencieschopnosť krajín eurozóny sa tento problém stáva vysoko aktuálnym.

V príspevku budeme analyzovať pôsobenie podstatných determinantov vývoja zahraničnej konkurencieschopnosti na vývoj bežných účtov krajín strednej Európy. Osobitnú pozornosť budeme venovať vplyvu reálnych efektívnych výmenných kurzov (vypočítaných na báze indexu spotrebiteľských cien (CPI) a jednotkových nákladov práce (ULC)) na prispôsobovanie bežných účtov platobných bilancií. Predpokladáme, že uskutočnená analýza nám umožní objasniť charakter determinačného potenciálu relatívnych cenových a implikovaných redistribučných efektov dynamiky výmenných kurzov na vývoj zahraničnej konkurencieschopnosti v rámci zvolenej skupiny krajín.

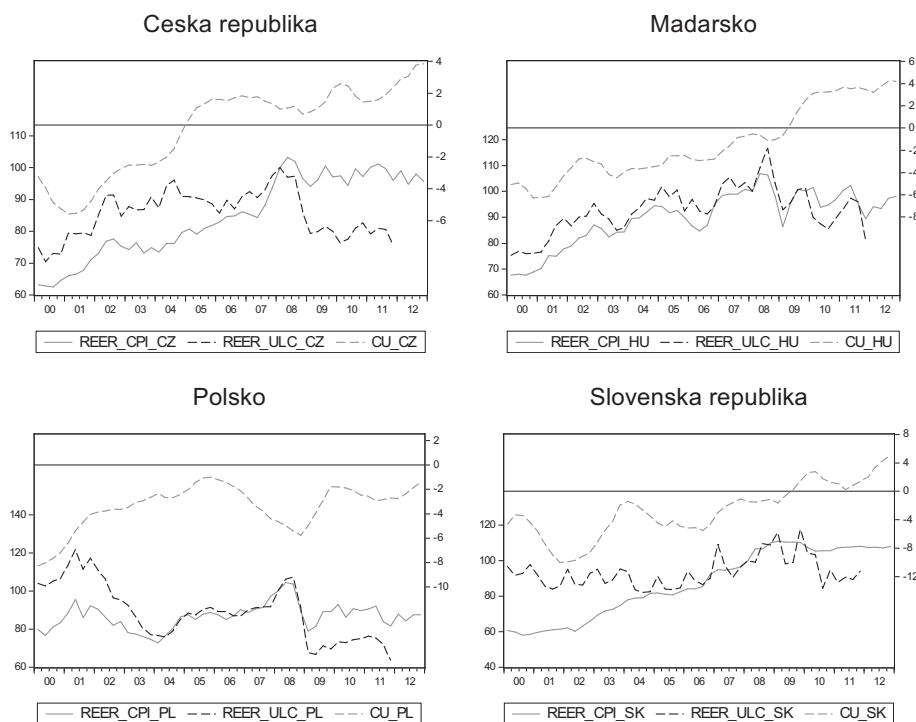
2. Hlavné trendy vo vývoji bežného účtu platobnej bilancie

Obdobie prvého desaťročia transformačného procesu bolo pre krajiny strednej Európy charakteristické vysokými deficitmi na bežných účtoch. V súlade s intertemporálnym prístupom k bežnému účtu platobnej bilancie je zrejmé, že zaznamenaný trend korešpondoval s dlhodobou negatívnym vývojom vzájomného vzťahu medzi úsporami a investíciami. Obnovenie makroekonomickej rovnováhy (prevažne koncom 90. rokov) a dynamizácia procesu ekonomickej a finančnej integrácie krajín strednej Európy smerom k členským krajinám EÚ mala pozitívny vplyv na vývoj ich zahraničnej konkurencieschopnosti (dovtedy výrazne poznačenej rastúcim zahraničným dlhom, nízkou domácou konkurencieschopnosťou, fiškálnymi nerovnovahami, prílevom zahraničného kapitálu a pod.). V tejto súvislosti sa tak

¹ Domnievame sa, že voľnosť oscilácie výmenných kurzov bol v krajinách strednej Európy ovplyvňovaný naviazaním ich referenčnej trajektórie na výmenný kurz eura.

vytvára pomerne široký priestor pre skúmanie relatívnych vplyvov podstatných determinantov na vývoja bežného účtu.

Obrázok 1 ponúka prehľad trendov vo vývoji výmenných kurzov a bežných účtov v krajinách strednej Európy. Kvôli zohľadneniu aj vnútorných faktorov relatívnych zmien vo vonkajšej konkurencieschopnosti sme použili reálne efektívne výmenné kurzy (REER) vypočítané na báze CPI a ULC.



Obr. 1: Dynamika bežného účtu a reálneho výmenného kurzu (2000Q1-2012Q4)

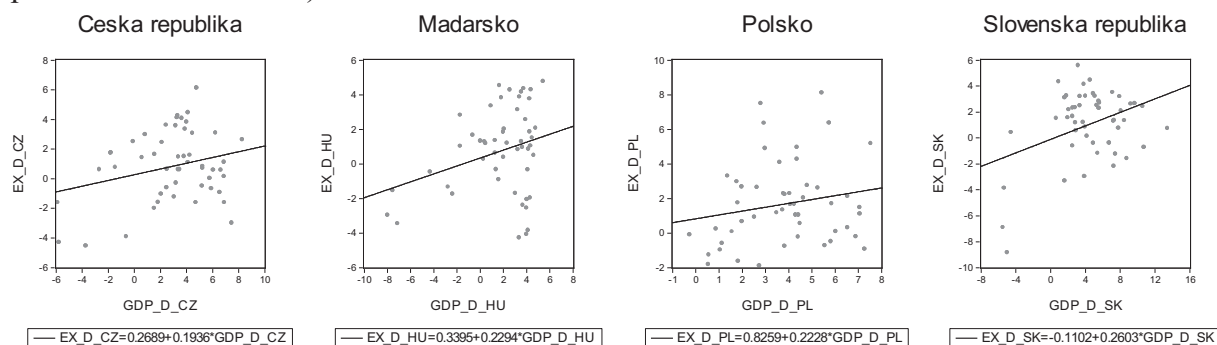
Poznámka: Reálny efektívny výmenný kurz na báze CPI (REER_CPI) a Reálny efektívny výmenný kurz na báze ULC (REER_ULC) sú vyjadrené ako indexy (ľavá os na obrázkoch) (2008 = 100). Bežný účet je vyjadrený ako percentuálny podiel na HDP (CU) (pravá os na obrázkoch).

Zdroj: Vlastné spracovanie na základe údajov IMF - International Financial Statistics (August 2013). Časové rady pre REER na báze CPI a ULC pochádzajú z databázy REER database (Darvas, Z., August 2013).

Na základe obrázku 1 je zrejmé, že všetky štyri ekonomiky vykazovali počas väčšiny predkrízového obdobia deficity bežných účtov. Na druhej strane však evidujeme pozitívny trend, ktorý sa nástupom krízového obdobia zastavil. Evidované zlepšovanie vývoja na bežnom účte v pomyslenej prvej polovici sledovaného obdobia možno vnímať ako odraz pozitívnych vnútorných zmien v zahraničnej konkurencieschopnosti všetkých štyroch ekonomík dynamicky konvergujúcich k starým členským krajinám EÚ. Zastavenie, prípadne zhoršenie tohto trendu počas krízového obdobia je odrazom asynchronných redistribučných efektov spojených s ochladením ako domáceho, tak aj zahraničného dopytu.

Počas predkrízového obdobia sme mohli zaznamenať výrazne disproporčný trend vo vývoji vo vývoji REER na báze CPI a ULC vo všetkých štyroch ekonomikách. Proces vnútornej determinácie vonkajšej konkurencieschopnosti tak vykazoval asynchronne črty. S výnimkou Poľska a Slovenska (v oboch prípadoch pri REER na báze ULC) však dôsledkom apreciačného trendu reálnych výmenných kurzov zahraničná cenová konkurencieschopnosť klesala. Vplyvom výrazného rastu exportnej výkonnosti sa však táto skutočnosť neodrazila negatívne na dlhodobom vývoji bežných účtov.

Obrázok 2 znázorňuje vývoj vzájomného vzťahu (jednoduchá lineárna regresia) medzi dynamikou reálneho outputu a exportnou výkonnosťou v krajinách strednej Európy. Vo všetkých štyroch ekonomikách sme mohli zaznamenať pozitívny vzťah medzi obidvoma kategóriami. Zvyšovanie celkovej výkonnosti tak malo celkovo pozitívny vplyv na rast exportnej výkonnosti. Zatiaľ čo sa veľkosť príslušných multiplikátorov (sklon k exportu) v jednotlivých krajinách líšila, konkurencieschopnosť exportov bola kľúčovým faktorom príspevkov rastúceho exportu k celkovej dynamike reálneho outputu (osobitne počas predkrízového obdobia).



Obr. 2: Dynamika reálneho HDP a exportnej výkonnosti (2000Q1-2012Q4)

Poznámka: Dynamika exportnej výkonnosti (EX_D) je vyjadrená relatívna zmena percentuálneho podielu exportu tovarov na HDP. Dynamika reálneho HDP je vyjadrená ako ročná percentuálna miera zmeny reálneho HDP.

Zdroj: Vlastné spracovanie na základe údajov IMF - International Financial Statistics (August 2013).

Na základe prezentovaných výsledkov je taktiež zrejmé, že dynamika exportnej výkonnosti nie je nevyhnutne determinovaná veľkosťou, ako aj otvorenosťou ekonomiky. Zatiaľ čo ekonomika Poľska je podstatne menej otvorenou, dynamika exportnej výkonnosti výraznejšie nezaostávala za ostatnými troma krajinami. Na druhej strane je však zrejmé, že vzájomná previazanosť dynamík reálneho outputu a exportnej výkonnosti bola v podmienkach Poľska nižšia.

V tabuľke 1 prezentujeme detailnejší pohľad na vývoj vzájomného vzťahu dynamík exportnej výkonnosti a reálneho outputu v krajinách strednej Európy. V rámci jednotlivých sub-periód sme zistili silnú previazanosť obidvoch kategórií na začiatku sledovaného obdobia (2000-2002) v Českej republike a Poľsku a na konci predkrízového obdobia (2006-2008) v Maďarsku. Na druhej strane sme v rámci jednotlivých sub-periód mohli zaznamenať aj negatívny vzťah obidvoch kategórií v Českej republike a Slovenskej republike (2003-2005). Pokles dynamiky exportnej výkonnosti bol počas tohto obdobia v obidvoch krajinách zapríčinený vysokými tempami rastu reálneho outputu, ktoré prevyšovali tempo rastu exportu a tak negatívne ovplyvnili vývoj dynamiku portu export/HDP. Následné (počas nasledujúcej sub-periód) výrazné zvýšenie vzájomnej previazanosti obidvoch indikátorov bol spojený predovšetkým s vyššou dynamikou zahraničného dopytu v obidvoch krajinách po ich vstupe do EÚ.

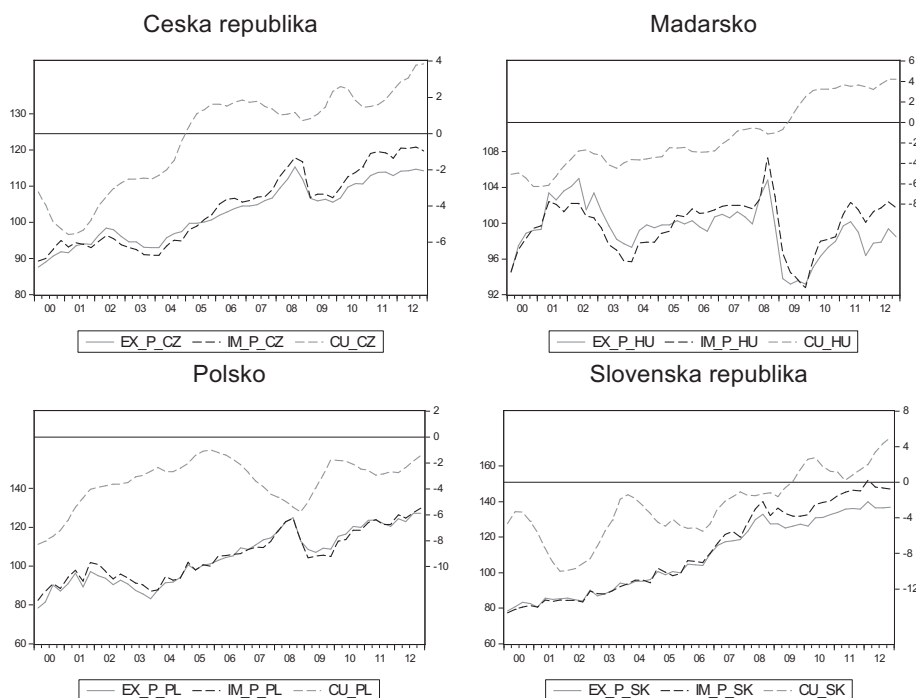
Tab. 1: Dynamika reálneho HDP a exportnej výkonnosti (2000Q1-2012Q4)

	2000-2002	2003-2005	2006-2008	2009-2012
Česká republika	0.92	-0.54	0.89	0.82
Maďarsko	0.48	0.33	0.88	0.55
Poľsko	0.87	0.52	0.37	0.82
Slovenská republika	-0.49	-0.54	0.45	0.49

Poznámka: Údaje reprezentujú koeficienty vzájomných korelácií medzi dynamikou reálneho HDP a exportnou výkonnosťou.

Zdroj: Vlastné výpočty.

Počas krízového obdobia došlo k výraznému ochladeniu celkového dopytu (domáceho, ktorý ovplyvňuje import, ako aj zahraničného, ktorý ovplyvňuje export) na domácich aj zahraničných trhoch. Vplyvom tejto skutočnosti sme mohli zaznamenať asynchrónne efekty vo vývoji vzájomných väzieb medzi dynamikami exportnej výkonnosti a reálneho outputu, čo len potvrdilo nielen očakávané negatívne, ale aj výrazne prerozdeľovacie efekty spojené s dopadmi hospodárskej krízy (nielen) v podmienkach krajín strednej Európy. Zatiaľ čo len miernu zmenu sme zaevidovali v Českej republike (pokles) a Slovenskej republike (nárast), k výraznejším zmenám došlo v Maďarsku (pokles) a Poľsku (nárast).

**Obr. 3: Dynamika indexu exportných a importných cien a bežného účtu (2000Q1-2012Q4)**

Poznámka: Ceny exportu (EX_P) a ceny importu (IM_P) sú vyjadrené ako indexy (ľavá os na obrázkoch) (2005 = 100). Bežný účet (CU) je vyjadrený ako podiel na HDP (CU) pravá os na obrázkoch).

Zdroj: Vlastné spracovanie na základe údajov IMF - International Financial Statistics (August 2013).

Obrázok 3 zachytáva vývoj bežného účtu a indexu cien exportov a importov (vzájomný vzťah týchto dvoch cenových indexov je tiež známy pod označením výmenné relácie) v krajinách strednej Európy. Z empirického poznania je zrejmé, že nárast indexu výmenných relácií je obvykle spojený so zlepšením vývoja na bežnom účte platobnej bilancie za predpokladu nízkych cenových elasticít exportov a importov. Na druhej strane však pretrvávajúce zvyšovanie indexu výmenných relácií (a to či už pôsobením zmien výmenného

kurzu alebo domácich cien) obvykle vedie k zhoršeniu zahraničnej konkurencieschopnosti v dlhodobjšom časovom horizonte.

Vývoj výmenných relácií v krajinách strednej Európy nesledoval v rámci skúmaného obdobia jednotný trend. Detailnejšie informácie o vývoji indexov výmenných relácií v rámci krátkodobých sub-periód v jednotlivých krajinách zachytáva tabuľka 2. S výnimkou Slovenskej republiky zaznamenali zvyšné tri krajiny mierny nárast výmenných relácií počas prvých dvoch sub-periód (2000-2005). Za celé predkrízové obdobie pritom, s výnimkou Poľska, výmenné relácie poklesli, čím ich vývoj prispieval k zvyšovaniu zahraničnej cenovej konkurencieschopnosti domácich ekonomík. Počas krízového obdobia sa trend poklesu výmenných relácií v Českej republike, Maďarsku a Slovenskej republike posilnil (v Poľsku sa však index výmenných relácií znížil len minimálne).

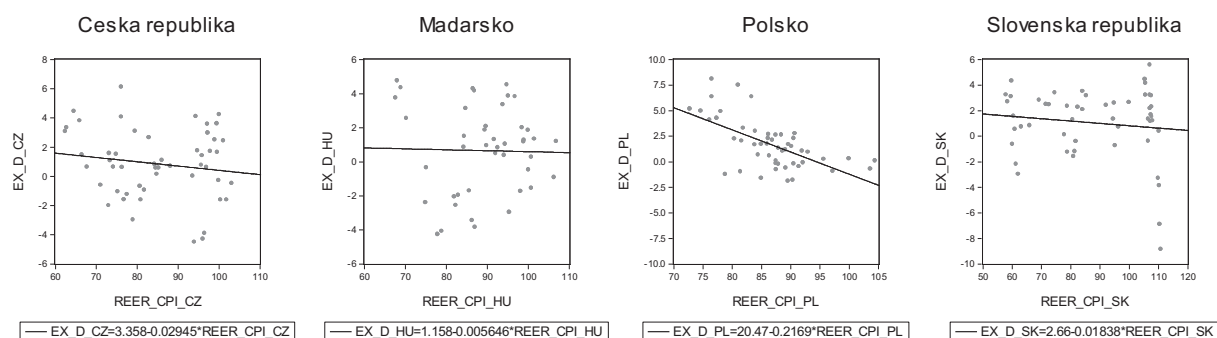
Tab. 2: Výmenné relácie (2000Q1-2012Q4)

	2000-2002	2003-2005	2006-2008	2009-2012
Česká republika	1.00	1.01	0.98	0.96
Maďarsko	1.01	1.01	0.99	0.98
Poľsko	0.96	0.98	1.00	1.00
Slovenská republika	1.01	1.00	0.97	0.93

Poznámka: Údaje reprezentujú pomery indexov cien exportu a importu.

Zdroj: Vlastné výpočty.

Pokles výmenných relácií počas krízového obdobia tak možno vnímať ako výsledný efekt procesu výrazného oslabenie dopytu po zahraničných exportoch a domácich importoch v krajinách strednej Európy. Zlepšenie zahraničnej cenovej konkurencieschopnosti tak možno vnímať ako jeden z významných faktorov oživenia zahraničného dopytu predovšetkým v malých otvorených ekonomikách (najmä Českej republiky a Slovenskej republiky) počas krízového obdobia. Počnúc rokom 2010 tak zahraničný dopyt vo všetkých štyroch ekonomikách prispieval k obnovovaniu predpokladov ekonomického rastu.



Obr. 4: Dynamika exportnej výkonnosti a reálneho výmenného kurzu (na báze CPI) (2000Q1-2012Q4)

Poznámka: Dynamika exportnej výkonnosti (EX_D) je vyjadrená relatívna zmena percentuálneho podielu exportu tovarov na HDP. Reálny efektívny výmenný kurz (na báze CPI) je vyjadrený ako index (2008 = 100).

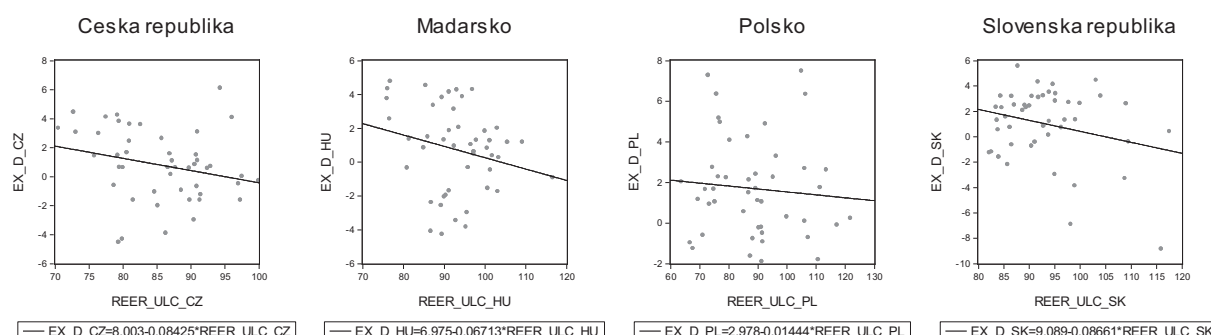
Zdroj: Vlastné spracovanie na základe údajov IMF - International Financial Statistics (August 2013). Časové rady pre REER na báze CPI pochádzajú z databázy REER database (Darvas, Z., August 2013).

Obrázok 4 vyjadruje vývoj vzájomných vzťahov medzi dynamikou exportnej výkonnosti a REER na báze CPI v krajinách strednej Európy. Napriek zisteným rozdielom možno

konštatovať, že zvýšenie (apreciácia) REER a teda zhoršenie cenovej konkurencieschopnosti bolo spojené s poklesom exportnej výkonnosti vo všetkých štyroch ekonomikách.

Na základe prezentovaných výsledkov je tak zrejmé, že cenová elasticita exportov (najmä v otvorených ekonomikách) predstavuje zaujímavú oblasť ďalšieho skúmania najmä v súvislosti s analýzou príspevkov relatívnych zmien v reálnych výmenných kurzoch na vývoj zahraničnej konkurencieschopnosti v kontexte celkovej atraktivity domácich exportov na zahraničných trhoch. Aj napriek celkovo nízkej (avšak stále signifikantnej) citlivosti exportnej výkonnosti na krátkodobé výkyvy vo vývoji REER na báze CPI sa jej úroveň javí najvyššia v Poľsku.

Vývoj vzájomných väzieb medzi exportnou výkonnosťou a REER na báze ULC v krajinách strednej Európy znázorňuje obrázok 5. V porovnaní s obrázkom 4 sme mohli zaznamenať zaujímavé rozdiely pôsobenia nominálneho výmenného kurzu upraveného rozdielnymi cenovými indexmi (CPI vs. ULC).



Obr. 5: Dynamika exportnej výkonnosti a reálneho výmenného kurzu (na báze ULC) (2000Q1-2012Q4)

Poznámka: Dynamika exportnej výkonnosti (EX_D) je vyjadrená relatívna zmena percentuálneho podielu exportu tovarov na HDP. Reálny efektívny výmenný kurz (na báze ULC) je vyjadrený ako index (2008 = 100).

Zdroj: Vlastné spracovanie na základe údajov IMF - International Financial Statistics (August 2013). Časové rady pre REER na báze CPI pochádzajú z databázy REER database (Darvas, Z., August 2013).

Exportná výkonnosť krajín strednej Európy sa javila byť citlivejšia na efekty v oblasti zmien v cenovej konkurencieschopnosti spojených s úpravami v jednotkových nákladoch práce v porovnaní so spotrebiteľskými cenami (s výnimkou Poľska) a ich pôsobením na dynamiku reálneho výmenného kurzu. Zvyšovanie nákladov práce tak najmä v kontexte pozitívnych vplyvov konvergenčného procesu na mzdový vývoj v krajinách strednej Európy možno vnímať ako potenciálny negatívny faktor vývoja zahraničnej cenovej konkurencieschopnosti a súvisiacimi vplyvmi na ich exportnú výkonnosť.

3. Záver

Reálne výmenné kurzy determinovali vývoj bežných účtov v krajinách strednej Európy v súlade so všeobecnými teoretickými predpokladmi, ako aj doterajšími empirickými zisteniami (až na malé výnimky). Asynchronne prejavy a súvisiace cenové efekty spojené s fluktuáciou nominálnych výmenných kurzov (externý faktor vonkajšej cenovej konkurencieschopnosti) a dopytovo podmienených vplyvov na vývoj domácich cenových indexov (interný faktor vonkajšej cenovej konkurencieschopnosti) mali významný a pritom pomerne špecifický (bezprecedentný) dopad na vývoj exportnej výkonnosti krajín strednej Európy. Externe a interne determinovaná fluktuácia reálnych výmenných kurzov a jej vplyv

na vývoj zahraničnej konkurencieschopnosti tak predstavuje zaujímavú oblasť ďalšieho skúmania.

Poznámka

Príspevok je súčasťou riešenej výskumnej úlohy VEGA 1/0892/13.

Literatúra

- [1] ARGHYROU, M.G., CHORTAREAS, G. (2008) Current Account Imbalances and Real Exchange Rates in the Euro Area, *Review of International Economics*, 9(5): 747-764
- [2] ARMINGEON, K., BACCARO, L. (2012) Political Economy of the Sovereign Debt Crisis, *Industrial Law Journal*, 41(3): 254-275
- [3] ARRATIBEL, O., FURCERI, D., MARTIN, R., ZDZIENICKA, A. (2011) The Effect of Nominal Exchange Rate Volatility on Real Macroeconomic Performance in the CEE Countries, *Economic Systems*, 35(2): 261-277
- [4] BARTOKOVA, Ľ. (2012) Effects of Single Monetary Policy on the Selected Economic and Monetary Union Countries. Case of so-called "PIIGS" Countries, *Journal of Applied Economic Sciences*, 7(4): 351-360.
- [5] BRATU, M. (2011) Modeling and Forecasting the Exchange Rate in Romania, *Romanian Journal of Economics*, Institutul de Economie Națională al Academiei Române, 33(2) :56-72
- [6] BUSSIERE, M., FRATZSCHER, M., MULLER, G.J. (2004) Current Account Dynamics in OECD and EU - An Intertemporal Approach, [European Central Bank, Working Paper, No. 311/2004] Frankfurt, European Central Bank, 38 p.
- [7] DAMIAN, M. (2011) The Comparative Analysis of the Monetary Policy Strategies before the Adoption of the Euro Currency and the Impact upon the Maastricht Criteria, *Journal of Applied Economic Sciences*, 6(3): 222-229
- [8] FIDRMUC, J., HORVÁTH, R. (2007) Volatility of Exchange Rates in Selected New EU Members: Evidence from Daily Data, [CESifo, Working Paper No. 2107] Munich, CESifo, 31 p.
- [9] FRAIT, J., KOMÁREK, L. (2001) Real Exchange Rate Trends in Transitional Countries, [University of Warwick, *Economic Research Paper* No. 596] Warwick, University of Warwick, 35 p.
- [10] GRUBER, J.W., KAMIN, S. (2005) Explaining the Global Pattern of Current Account Imbalances, Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers* 846, 2005.
- [11] JOSIFIDIS, K., ALLEGRET, J.P., PUCAR, E.B. (2009) Monetary and Exchange Rate Regime Changes: The Case of Poland, Czech republic, Slovakia and Republic of Serbia, *Panoeconomicus*, 56(2): 199-226.
- [12] KULHÁNEK, L. (2010) Money, Stock Prices and Economic Activity in Selected European Countries, *Journal of Advanced Studies in Finance*, 2(2): 101-115.
- [13] LEE, J., CHINN, M.D. (2006) Current Account and Real Exchange Rate Dynamics in the G7 Countries, *Journal of International Money and Finance*, 25(2006): 257-274.
- [14] MIRDALA, R. (2012) Macroeconomic Aspects of Real Exchange Rate Volatility in the Central European Countries, *Journal of Applied Economic Sciences*, 7(2): 163-178.
- [15] MIRDALA, R. (2013) Real Output and Prices Adjustments under Different Exchange Rate Regimes, in MIRDALA, R. (ed.) *Financial Aspects of Recent Trends in the Global Economy*, ASERS Publishing, First Edition (published in 2 volumes), Vol. 1, Chap. 11, pp. 208-231.
- [16] MIRDALA, R. (2013) Current Account Adjustments and Real Exchange Rates in European Transition Economies, *Journal of Applied Economic Sciences*, 8(2), pp. 210-227. ISSN 1843-6110
- [17] OBSTFELD, M., ROGOFF, K.S. (2005) Global Current Account Imbalances and Exchange Rate Adjustments, *Brookings Papers on Economic Activity*, 36(1): 67-123.

- [18] RUSEK, A. (2013) The Competitiveness Dynamics in the Eurozone, *Global Journal of Management and Business Research Finance*, 13(5): 33-38.
- [19] SEK, S.K., CHUAH, C.L. (2013) The Dynamic of the Current Account in Emerging East-Asian: Does Exchange Rate Matter? *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 2(4): 293-299
- [20] SINIČÁKOVÁ, M., ŠULIKOVÁ, V., HORVÁTH, J., GAZDA, V., GRÓF, M. (2011) Behaviour of Inflation within V4 Countries, *International Research Journal of Finance and Economics*, 70(2011): 59-67.
- [21] STAVÁREK, R. (2012) Exchange Market Pressure in Central European Countries from the Eurozone Membership Perspective, *South East European Journal of Economics and Business*, 3(2): 7-18.
- [22] STAVÁREK, R. (2013) Cyclical Relationship between Exchange Rates and Macroeconomics in Central and Eastern Europe, *Economic Research (Ekonomika istraživanja)*, 26(2): 83-98.

Adresa autora:

Rajmund Mirdala, doc. Ing. PhD.
Ekonomická fakulta
Technická univerzita v Košiciach
Nemcovej 32
04001 Košice
rajmund.mirdala@tuke.sk

Demographic factors and economic growth in selected European countries

Demografické faktory a ekonomický rast vo vybraných európskych krajinách

Benedykt Puczkowski, Anna Rutkowska-Ziarko, Małgorzata Grzywińska-Rapca

Abstract:

Economic development of a given country depends on numerous factors. During the present times, the demographic structure, described by researchers as the social structures (age, gender, education, vocational membership, nationality, religious denomination), spatial distribution (population density) and social relations as well as birth rate and migrations of the population, is one of the major determinants. In the paper, the influence of demographic changes on economic growth of selected European Union countries was evaluated using the demographic dependency ratio. It was established that the age structure (the relation of not working to working population) is of significant influence on economic growth.

Key words: Demography, economic growth, demographic dependency ratio.

Kľúčové slová: Demografia, ekonomický rast, ukazovateľ demografickej závislosti

JEL classification: J11

Introduction

Analysis of the number of population in the EU countries during the recent period (years 2002-2012) allows concluding that in the majority of cases the increase has been small or even negative. During the period studied the population of Spain, Italy, Greece and Slovakia was characterised by a small increasing trend (Fig. 1). The population increased the fastest in Spain (the increase averaged over half a million people a year) and France. In Germany the population decreased by ca. 87,000 people a year. This is linked to, among others, the decreasing total fertility rate.

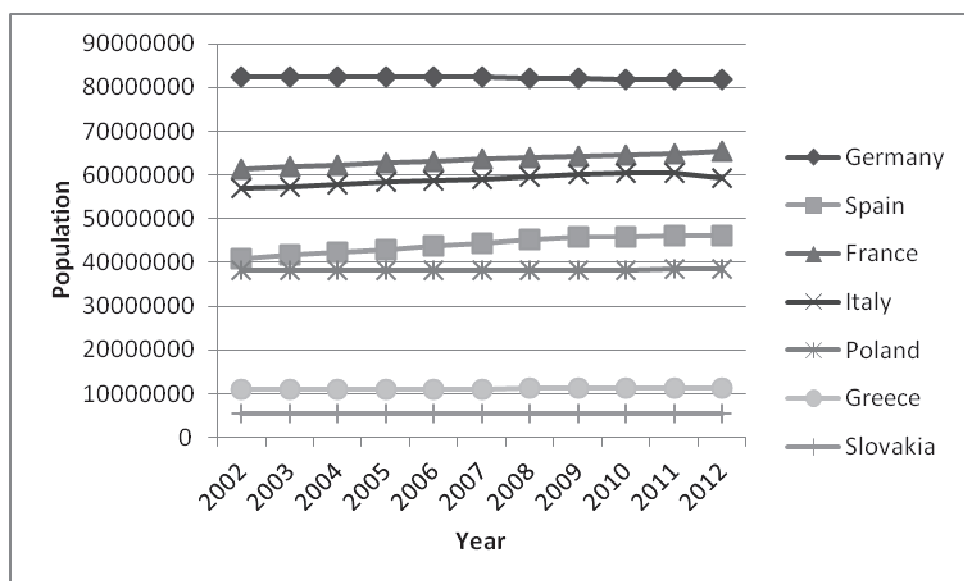


Figure 1. Population of the selected European countries during the years 2002-2012

Source: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu> accessed on 24.07.2013

The population development in the individual countries depending on the time may be described using the trend formula 1:

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 t, \quad (1)$$

where:

y - population in million people

t – time expressed in years.

The results of the trend formula are presented in the synthetic way in table 1. The models developed for selected EU countries explain to a high extent the variability in the population over time, which is indicated by high values of the determination coefficient. The exception here is Poland for which the percentage of variability in the number of population explained by the trend formula is only 25% while the parameter standing by the time variable is statistically insignificant. This means that the number of population in Poland is not dependent on time. For Slovakia the model explains around 60% of the population number variability; year after year the population of that country increases by the average of 3,000 people only.

Table 1: Trend formulas for population number development in selected European countries during the years 2002-2012

Country	Linear trend	Standard error	Determination coefficient
France	$\hat{y} = 61,157 + 0,392 * t$	0.010 [0.000] ¹	0.994
Germany	$\hat{y} = 82,736 - 0,087 * t$	0.012 [0.000]	0.856
Spain	$\hat{y} = 40,764 + 0,565 * t$	0.041 [0.000]	0.955
Italy	$\hat{y} = 56,964 + 0,333 * t$	0.048 [0.000]	0.840
Poland	$\hat{y} = 38,097 + 0,023 * t$	0.013 [0.114]	0.253
Greece	$\hat{y} = 10,940 + 0,037 * t$	0.002 [0.000]	0.965
Slovakia	$\hat{y} = 5,374 + 0,003 * t$	0.001 [0.005]	0.603

Source: own work based on <http://epp.eurostat.ec.europa.eu> accessed on 24.07.2013

The study hypothesized that the age structure (relation unemployed to employed) has a significant impact on economic growth. To verify the hypothesis used in the demographic dependency ratio (DDR), and trends in economic growth (measured by GDP per capita) in selected countries of the world and the European Union.

1. Determinants of demographic changes

The number of births per 1,000 of population in 2000 did not differ much between the countries as it was from 9.3 (Germany) to 9.9 (Spain). Only in France that coefficient was evidently the highest at 13.3. The largest decrease in the number of births during the years 2000-2012 was recorded in Germany (by 1.3 pp.) and in France by 0.4 pp. as well as Italy by 0.5 pp.). The highest increase in the number of births was recorded in Slovakia (by 1.0 pp.), in

¹ In square brackets the probability of exceeding the empirical value of T-Student statistics is given. If that probability is lower than 0.05 than at the set significance level the influence of time on the population number should be considered significant.

Spain (by 0.6 pp.) while in Poland it increased by 0.2 pp. The highest total fertility rate in 2012 was recorded in France (2.0) and the lowest in Poland (1.3) while in the other countries it was 1.4 (tab. 2).

Table 2: Causes of population changes in selected EU countries 2000-2012

Outcome (%)	Poland	Germany	Spain	France	Italy	Slovakia
Population change	- 1.17	- 0.50	15.24	7.44	6.5	0.5
Increase by migration (citizenship awarded)	0.005	1.8	1.50	2.78	0.68	0.003
Total fertility rate (2012)	1.3	1.4	1.4	2.0	1.4	1.5
Number of births per 1000 residents	2000 – 9.8	2000 – 9.3	2000 – 9.9	2000 – 13.3	2000 – 9.5	2000 – 10.0
	2012 – 10.0	2010 – 8.0	2012 – 10.5	2012 – 12.9	2012 – 9.0	2012 – 11.0

Source: own work based on [7,8] 08.07.2013.

In France the outlays on the family support policy amount to 80 billion EUR per year (representing 4% of the GDP) and result in more favourable demographic indicators than in Germany. For comparison, the outlays for the above policies in Germany amount to 180 billion EUR per year (9% of the GDP) and the fertility of women remains one of the lowest in Europe (1.4) [5,6]. The more favourable demographic situation in France may be the result of the different approach to the population issue. The French social policy model contains comprehensive instruments for increasing the number of births. The state established the child care system allowing the parents reconciliation of professional work with the duties of parents. The economic stimulus for parents is provided by complements to salaries and wages for care at state operated care centres and tax relief [1]. Based on the above analyses, the following theses can be formulated:

- conducting effective family policy by the state is possible,
- the French model can be copied by other countries,
- promotion of the family-friendly policy should allow parents reconciliation of professional and family duties,
- development of state and company operated child care systems represents an important component of the policy supportive to decisions on having children,
- promotion of partnership-based family model in which partners share household duties and duties related to upbringing of children.

Changes in the numbers of births and deaths play an important role in transformations of population structure by age. The decrease in the number of births contributes to decreasing the percentage share of young generations and increases the percentage of the elderly in the total population of the country. If, at the same time life expectancy is becoming longer, then the share of the elderly population increases. The numbers of births and the elderly in the social structure influence the demographic dependency ratio (DDR).

3. Demographic dependency ratio (DDR) and economic growth

The demographic dependency ratio (DDR) is one of the indicators used for determination of the economic growth conditions. It is computed according to the formula 2:

$$DDR = \frac{\text{population aged 0 – 14} + \text{population aged 65 and over}}{\text{people aged 15 – 64 years}} \cdot 100 \quad (2)$$

High demographic dependency ratio has negative influence on economic growth because a large population of people requiring state budget support (support of children and retired people) requires increased budget outlays. This always means a larger tax burden on the working people, i.e. people paying taxes. The data presented in table 3 indicate that in China the DDR decreased from 44 in 2000 to 36 in 2012. In the USA the DDR remains relatively stable and during the studied period it was ca. 50. Among the surveyed EU countries, more favourable DDR values are found in Slovakia (36), Poland (40) and Spain (48). The situation is deteriorating in Italy (from 49 to 54) and in Germany (from 48 to 52).

Table 3: Demographic dependency ration (DDR) in selected countries in 2000 and in 2007-2012

Country	2000	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Poland	44	41	40	40	40	40	41
Germany	48	51	52	52	52	52	52
France	54	54	54	54	54	55	56
Spain	46	46	46	46	47	48	49
Italy	49	51	52	52	52	53	54
Slovakia	43	38	38	38	38	38	38
USA	50	49	49	49	50	50	50
China	44	37	39	39	38	38	36

Source: own work based on: <http://data.worldbank.org/indicator/sp.pop.dpnd>, access on 10.08.2013.

Creating conditions favourable to increasing the real GDP per capita is the fundamental objective of the economic policy in every country [2,4]. New measures such as Green Gross Domestic Product (GGDP), Index of Sustainable Economic Welfare (ISEW), Genuine Progress Indicator (GPI) involves different areas of economic and social activity of GDP [3].

In this paper, it was investigated how much the economic growth per capita is correlated with the change in the demographic dependency ratio. It was established that the correlation computed for the EU countries, the USA, Canada, Japan and China was -0.85 (2000-2012). The negative correlation means that the GDP per capita increase is correlated negatively with the DDR, i.e. the lower the DDR is the higher the GDP *p.c.* is. The most evident positive correlation of decreasing the DDR on the economic growth was recorded in China where the DDR decreased by 10 percentage points while the GDP per capita increase was 467%. Positive influence of decreasing the DDR on the increase of GDP per capita was recorded in Slovakia (SK) and Poland (PL). In Slovakia, the DDR decreased by 5 pp. while the GDP per

capita increased by 301%, in Poland the change was 3 pp. and 228%, and in the Czech Republic 3 pp. and 330% respectively. Negative correlation was also recorded in the USA. In the other countries the DDR was positive and the GDP per capita increased much less, e.g. in Japan the ratio of not working to working population worsened by 8 pp. and the GDP per capita increased by 116% only during the analysed decade. In Germany the change was 4 pp. and 126% respectively. Similar correlations were observed in the other countries (fig. 2).

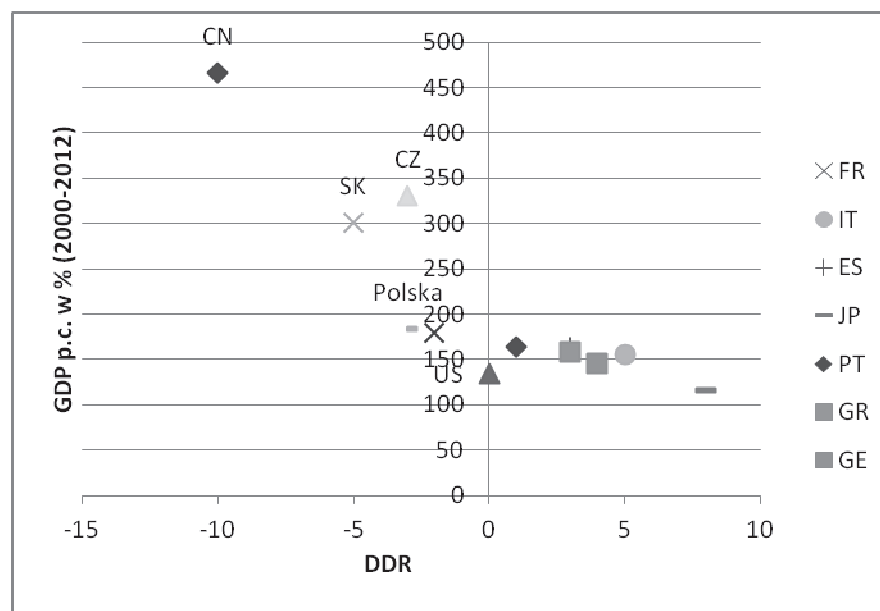


Figure 2. Correlation between the GDP per capita increase (in PSN) and the change in the demographic dependency ratio (DDR) during the years 2000-2012

Source: own work based on: <http://data.worldbank.org/>, access on 10.08.2013.

Notice – names of countries were assumed according to the ISO 3166 code.

4. Conclusion

The influence of demographic structure on economic development is important not only because of the burden to the state budget with outlays on pensions and disability pensions. In the economy with domination of the elderly the investment processes are weakened and the global thinking of the society is shifter from development oriented to conservative (the elderly think in most cases about living in comfort to the end and not about a longer perspective and strategic needs). Stable economic growth that is correlated strongly to the demographic dependency ratio is the most effective in mitigating the demographic crisis outcomes. It has been proven that the worsening relation between the not working and working population decreases the added value per capita increase. Every country has its specific characteristics and family culture. Hence, the policy favourable to the birth rate increase must be adjusted to that culture².

Complicated feedbacks that are not easily subject to comprehensive evaluation exist between the socioeconomic development and demography. Focusing just on the quantitative evaluation without in depth, holistic qualitative analysis may lead to inappropriate conclusions resulting in expensive errors in the socioeconomic policy. In governance one

² E.g. in 1977, the Chinese government introduced the single child policy. Its aim was to limit the birth rate. According to the model promoted, every couple in China should have just one child – possessing more children was not banned formally but it involved numerous legal burdens (the so-called *service fees*).

should focus in family oriented activities that are economically effective and improve the age structure of the society as strong influence of the DDR on the GDP per capita has been proven.

5. References

- [1] Moenninger M. 2003. *Allons les enfants*, Die Zeit nr. 36.
- [2] Szalkiewicz W.K., Skonieczek A. 2007. *Problematyka pomiaru kapitału intelektualnego organizacji*. Olsztyńska Wyższa Szkoła Informatyki i Zarządzania im. Prof. T. Kotarbińskiego. Olsztyn, 2007, s. 10.
- [3] Włodarczyk B. 2012. Polski rynek kredytów w okresie światowego kryzysu finansowego, CeDeWu, Warszawa, s. 16-17.
- [4] Úradníček V., Zimková E. 2012. Macroeconomic and quality of live development in selected countries of an integrated Europe. In: Statystyka i ryzyko, Publishing House of the Wrocław University of Economics 2012 p. 278.
- [5] *Recent demographic developments in Europe 2012*, Council of Europe Publishing.
- [6] Rocznik demograficzny 2012, Warszawa.
- [7] <http://data.worldbank.org/indicator>
- [8] epp.eurostat.ec.europa.eu/population/data

Address of the authors:

Benedykt Puczkowski
UWM w Olsztynie
Wydział Prawa i Administracji
Ul. Oczapowskiego
Olsztyn
big_karnity@wp.pl

Anna Rutkowska-Ziarko
UWM w Olsztynie
Nauk Ekonomicznych
aniarek@uwm.edu.pl

Małgorzata Grzywińska-Rapca
UWM w Olsztynie
Nauk Ekonomicznych
malgo@uwm.edu.pl

Problém neodpovedania v štatistických prieskumoch prostredníctvom pošty Nonresponse in Statistical Mail Surveys

Milan Terek

Abstrakt: Článok je venovaný problému neodpovedania v štatistických prieskumoch prostredníctvom pošty. Začína sa charakteristikou problém neodpovedania v štatistických prieskumoch. Ďalšia časť je venovaná účinkom neodpovedania na presnosť odhadov. Nasleduje časť o prieskume s využitím pošty kombinovaný s interview osôb, ktoré neodpovedali. Nasleduje určenie počtu respondentov vybraných na kontaktovanie prostredníctvom intenzívneho úsilia z osôb ktoré neodpovedali a určenie celkového rozsahu výberu. Postup výpočtov je ilustrovaný na príklade. V závere sa uvádza všeobecná charakteristika uvedenej dvoj etapovej výberovej procedúry.

Abstract: The article deals with the problem of the nonresponse in statistical mail surveys. It starts with the characterization of nonresponse in statistical surveys. The next part deals with the effects of nonresponse on accuracy of estimators. The following part is focused on mail survey combined with interviews of nonrespondents. The determination of number of respondents sampled to contact by intensive effort from initial nonrespondents and determination of the overall sample size, follows. The needed calculations are illustrated on example. Finally, the general characterization of described two-phase sampling procedure is offered.

Kľúčové slová: výberové skúmania, neodpovedanie, presnosť odhadov, prieskum s využitím pošty, dvoj etapová výberová procedúra

Key words: sample surveys, nonresponse, estimator accuracy, mail survey, two-phase sampling procedure

JEL classification: C 83

1 Úvod

Pri výberových skúmaniach na báze štatistických prieskumov sa málokedy podarí získať odpovede od všetkých štatistických jednotiek vo výberovom súbore. Ide o problém neodpovedania.

Všeobecne možno uvažovať o dvoch typoch neodpovedania: *neodpovedanie jednotky (unit nonresponse)*, pri ktorom chýba celé pozorovanie, a *čiastočné neodpovedanie jednotky (item nonresponse)* znamená odpovedanie jednotky na jednu alebo viaceré, ale nie na všetky otázky. Napríklad nevrátenie vyplneného dotazníka znamená neodpovedanie jednotky, vrátenie čiastočne vyplneného dotazníka znamená čiastočné neodpovedanie jednotky. Oba typy neodpovedania znižujú presnosť odhadov, spravidla sa im však dá len veľmi ťažko vyhnúť. Pri mnohých prieskumoch si získanie aspoň 50% miery odpovedania vyžaduje značné množstvo námahy a finančných zdrojov.

V posledných rokoch sa výrazne rozšírilo používanie výberových skúmaní na báze štatistických prieskumov na získavanie informácií potrebných pri rozhodovaní. S tým je spojený aj rast množstva komplikácií spojených s dosahovaním vysokej miery odpovedania. To spôsobilo, že sa tejto problematike začala venovať značná pozornosť.

2 Účinok neodpovedania a presnosť odhadov

Cieľom väčšiny výberových skúmaní je odhadnúť s čo najväčšou presnosťou parametre základného súboru, napríklad strednú hodnotu, úhrn alebo podiel. Sú známe nevychýlené bodové odhady týchto parametrov pre rozličné výberové schémy. Hlavný problém spôsobený neodpovedaním je potenciálne vychýlenie odhadov. Čím je miera neodpovedania väčšia, tým je väčšie vychýlenie odhadov.

Predpokladajme že odhadujeme strednú hodnotu μ premennej x v konečnom základnom súbore rozsahu N .

Nech:

N_1 – počet jednotiek v základnom súbore, ktoré by odpovedali,

N_2 – počet jednotiek v základnom súbore, ktoré by neodpovedali ($N_2 = N - N_1$),

μ_1 – stredná hodnota súboru N_1 jednotiek, ktoré by odpovedali,

μ_2 – stredná hodnota súboru N_2 jednotiek, ktoré by neodpovedali,

$\mu = \frac{N_1\mu_1 + N_2\mu_2}{N}$ je stredná hodnota premennej x v celom základnom súbore rozsahu N .

Ked' máme náhodný výber n jednotiek, potom v skutočnosti na základe tohto náhodného výberu odhadujeme μ_1 , nie μ . Uvažujme teraz o jednoduchom náhodnom vyberaní. Ked' náhodný výber n jednotiek obsahuje len n_1 jednotiek, ktoré odpovedali a $\bar{X}$ je výberový priemer týchto n_1 jednotiek, potom

$$E(\bar{X}) = \mu_1$$

a vychýlenie $\bar{X}$ je

$$B(\bar{X}) = \mu_1 - \mu = \frac{N_2}{N}(\mu_1 - \mu_2)$$

Posledný vzťah ukazuje, že vychýlenie dané neodpovedaním je nezávislé od n_1 a nemožno ho redukovať zväčšením rozsahu výberu. Možno ho však redukovať napríklad zmenšením podielu $\frac{N_2}{N}$ jednotiek ktoré by neodpovedali. To naznačuje veľký význam preventívnych opatrení na zmenšenie podielu jednotiek, ktoré by neodpovedali.

Všeobecne, účinok neodpovedania závisí od podielu jednotiek, ktoré by neodpovedali a od rozdielu medzi strednými hodnotami jednotiek ktoré by odpovedali a jednotiek ktoré by neodpovedali. Žiaľ, hodnoty N_2 , μ_1 a μ_2 spravidla nepoznáme.

Podrobnejšie si všimneme jeden spôsob eliminácie dôsledkov neodpovedania – použitie pomocného výberového súboru v prieskumoch prostredníctvom pošty.

3 Prieskum s využitím pošty kombinovaný s interview osôb, ktoré neodpovedali

Prieskum s využitím pošty je všeobecne lacnejší ako prieskum pomocou osobného interview priamo v domácnostiach. Keď je podiel odpovedí – vyplnených dotazníkov, získaných v prieskume malý, odhady môžu byť výrazne vychýlené. Preto je vhodné použiť dvojetapovú výberovú procedúru. V prvej etape sa realizuje prieskum s využitím pošty, v druhej etape sa realizuje telefonické alebo osobné interview osôb zo súboru, ktorý bol vybratý z osôb, ktoré v prvej etape neodpovedali (osoby vybrané na kontaktovanie prostredníctvom intenzívneho úsilia (*intensive effort*)).

Nech: n je počet jednotiek, ktoré boli oslovené,

n_1 – počet jednotiek, ktoré vrátili vyplnený dotazník,

n_2 – počet jednotiek ktoré neodpovedali,

n_2^* – počet jednotiek z n_2 , ktoré boli vybrané na telefonické alebo osobné interview (osoby vybrané na kontaktovanie prostredníctvom intenzívneho úsilia),

n_2' – počet jednotiek z n_2^* , od ktorých sa získali odpovede (osoby úspešne kontaktované prostredníctvom intenzívneho úsilia),

$\bar{X}_1$ – výberový priemer hodnôt premennej n_1 jednotiek, ktoré odpovedali,

$\bar{X}_2'$ – výberový priemer hodnôt premennej n_2' jednotiek (osôb úspešne kontaktovaných prostredníctvom intenzívneho úsilia).

Medzi n_2 jednotkami, ktoré neodpovedali, sa vytvorí náhodným vyberaním bez opakovania náhodný výber n_2^* jednotiek a získajú sa odpovede od n_2' jednotiek z nich (v ideálnom prípade $n_2' = n_2^*$).

Na odhadovanie strednej hodnoty μ možno použiť bodový odhad

$$\bar{X}_d = \frac{n_1}{n} \bar{X}_1 + \frac{n_2}{n} \bar{X}_2'$$

Keď sa n_2' len málo líši od n_2^* , potom je bodový odhad $\bar{X}_d$ skoro nevychýleným bodovým odhadom strednej hodnoty základného súboru μ (Levy, Lemeshow 2008, s. 403).

3.1 Určenie hodnôt n_2^* a n

Všimnime si teraz problém určenia optimálneho počtu osôb vybraných na kontaktovanie prostredníctvom intenzívneho úsilia n_2^* .

Nech:

C_0 sú jednotkové náklady na odoslanie dotazníka,

C_1 – jednotkové náklady na spracovanie dotazníka, ktoré sa vyplnený vrátil,

C_2 – jednotkové náklady na získanie vyplneného dotazníka prostredníctvom intenzívneho úsilia.

Celkové náklady C na prieskum možno odhadnúť hodnotou

$$C = C_0 n + C_1 n_1 + C_2 n_2^*$$

Ak predpokladáme, že z pôvodne vybraných respondentov odpovie podiel $P_1 = \frac{n_1}{n}$, potom optimálna hodnota n_2^* je daná vzťahom (Levy, Lemeshow 2008, s. 404):

$$n_2^* = n_2 \left(\frac{C_0 + C_1 P_1}{C_2 P_1} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (1)$$

Na určenie hodnoty n je nevyhnutné najprv určiť hodnotu n' – počet jednotiek ktoré by sa mali vybrať, keby miera odpovedania bola 100 %. Keď uvažujeme o neodpovedaní, musí byť rozsah výberu n väčší ako n' (Levy, Lemeshow 2008, s. 405):

$$n = n' \left\{ 1 + (1 - P_1) \left[\left(\frac{C_2 P_1}{C_0 + C_1 P_1} \right)^{\frac{1}{2}} - 1 \right] \right\} \quad (2)$$

Príklad 1. Zaujíma nás názor skupiny právnikov rozsahu $N = 400$ na navrhovanú zmenu zákona. V zaslanom dotazníku majú odpovedať na otázku, či súhlasia alebo nesúhlasia s navrhovanou zmenou zákona. Chceme odhadnúť podiel π respondentov, ktorí súhlasia s navrhovanou zmenou, pomocou dotazníkového prieskumu, kombinovaného s interview osôb, vybraných z tých, ktoré neodpovedia. Vypočítame najprv potrebný rozsah výberu n' , keď predpokladáme 100%-nú návratnosť dotazníkov a potom rozsah výberu n , keď predbežne predpokladáme približne 30%-nú návratnosť dotazníkov. Náklady spojené s prieskumom odhadujeme takto: $C_0 = 0,5$ eur, $C_1 = 5,-$ eur, $C_2 = 15,-$ eur. Podiel π nepoznáme a treba ho predbežne odhadnúť. Predpokladajme, že sa predbežne nazdávame, že $\pi = 0,60$ a chceme aby sa so spoľahlivosťou 0,95, chyba odhadu neodlišovala od tejto predpokladanej skutočnej hodnoty π o viac ako o 30%. Potom $\varepsilon = 0,30$.

Predpokladáme jednoduché náhodné vyberanie. Hodnotu n' pre odhadovanie podielu π možno potom vypočítať podľa vzťahu (Levy, Lemeshow 2008, s. 74):

$$n' = \frac{z_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 N \pi (1-\pi)}{(N-1)\varepsilon^2 \pi^2 + z_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 \pi (1-\pi)} \quad (3)$$

kde

$z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ je $\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)$ 100 %-ný kvantil normovaného normálneho rozdelenia a $(1 - \alpha)$ je zvolená spoľahlivosť,

ε – je taká zvolená hodnota, že absolútna hodnota rozdielu medzi skutočnou hodnotou odhadovaného parametra θ a hodnotou jeho odhadu nie je väčšia ako ε θ ,

π – podiel súhlasných odpovedí v základnom súbore.

Po dosadení do (3), dostaneme:

$$n' = \frac{1,96^2 \cdot 400 \cdot 0,6(1-0,6)}{399 \cdot 0,3^2 \cdot 0,6^2 + 1,96^2 \cdot 0,6(1-0,6)} \approx 26,63 \approx 27$$

Keď predpokladáme 100%-nú návratnosť dotazníkov, mali by sme zo základného súboru jednoduchým náhodným vyberaním vybrať 27 respondentov a zaslať im dotazník. Keď predpokladáme že zo zaslaných dotazníkov sa nám vráti asi 30%, napríklad len 8, potom

$P_1 = \frac{n_1}{n} = \frac{8}{27} \approx 0,296$ a rozsah výberu musí byť väčší. Vypočítame ho podľa vzťahu (2). Po dosadení do (2) dostaneme:

$$n = 27 \left\{ 1 + (1 - 0,296) \left[\left(\frac{15 \cdot 0,296}{0,5 + 5 \cdot 0,296} \right)^{\frac{1}{2}} - 1 \right] \right\} \approx 36,456 \approx 37$$

Pri predpokladanej návratnosti dotazníkov by rozsah výberu mal byť $n = 37$.

Príklad 1 – pokračovanie. Predpokladajme teraz, že zo zaslaných 37 dotazníkov sa nám vráti len 12. Zrejme počet osôb ktoré neodpovedali je $n_2 = 37 - 12 = 25$ a $P_1 = \frac{n_1}{n} = \frac{12}{37} \approx 0,324$.

Vypočítame rozsah výberu osôb na kontaktovanie prostredníctvom intenzívneho úsilia. Po dosadení do (1) dostaneme:

$$n_2^* = 25 \left(\frac{0,5 + 5 \cdot 0,324}{15 \cdot 0,324} \right)^{\frac{1}{2}} \approx 16,51 \approx 17$$

Z osôb ktoré neodpovedali by sme mali náhodne vybrať 17 na kontaktovanie prostredníctvom intenzívneho úsilia.

4 Záver

Metodológia spočíva v predbežnom zhromaždení dát náhodným vyberaním a nasledovanom rozdelením základného súboru na dve strátá. Jednotky ktoré by odpovedali tvoria prvé strátum, jednotky ktoré by neodpovedali tvoria druhé strátum. Jednotky v náhodnom výbere ktoré odpovedali sú z prvého stráta, tie ktoré neodpovedali sú z druhého stráta. Potom sa realizuje náhodné vyberanie z jednotiek vybraných z druhého stráta. Konečný odhad je váženou kombináciou odhadov v jednotlivých strátach. Dvojetapovú výberovú procedúru možno všeobecne využiť aj v situáciách, v ktorých sú vychýlenia spôsobené inými príčinami, nie neodpovedaním.

5 Literatúra

- [1] GROVES, R. M., FOWLER, F. J., Jr., COUPER, M. P., LEPKOWSKI, J. M., SINGER, E., TOURANGEAU, R.: *Survey Methodology*. USA: Wiley 2004. ISBN 0-471-48348-6.
- [2] LEVY, P. S., LEMESHOW, S.: *Sampling of Populations. Methods and Applications*. Fourth Edition. USA: Wiley 2008. ISBN 978-0-470-04007-2.
- [3] LOHR, S. L.: *Sampling: Design and Analysis*. Duxbury Press, 1999. ISBN 0-534-35361-4.
- [4] TEREK, M. – HRNČIAROVÁ, Ľ.: *Výberové skúmanie*. Bratislava: Ekonóm, 2008. ISBN 978-80-225-2440-7.

Adresa autora:

prof. Ing. Milan Terek, PhD.
Katedra štatistiky
Fakulta hospodárskej informatiky
Ekonomická univerzita v Bratislave
Dolnozemska cesta 1
852 35 Bratislava
SR
email: milan.terek@euba.sk

Tento článok vznikol s príspevím grantovej agentúry VEGA v rámci projektu číslo 1/0761/12: Alternatívne prístupy k meraniu sociálnoekonomického rozvoja (v kontexte Stratégie 2020 a poučení z globálnej finančnej krízy).

Teoretické aspekty modelovania ceny akcie pri stanovení hodnoty opcie Theoretical aspects of stock price modelling in option pricing

Vladimír Úradníček

Abstract: In pricing European call and put options, a variety of methods are used. The most utilized approaches comprise binary tree models (the discrete approach) and Black-Scholes models (the continuous approach) apart from their modifications. In shifting from the discrete approach towards the continuous approach, the modelling of stock price development is of vital importance. The paper is concerned with selected theoretical aspects of stock price modelling that should be taken into account in option pricing.

Abstrakt: Na oceňovanie európskych kúpnych, resp. predajných opcií sa používa celá škála metód a postupov. Najčastejšie aplikované prístupy predstavujú binárne stromové modely (diskrétne prístup) a Blackove – Scholesove vzorce (spojitý prístup) a ich modifikácie. Pri prechode od diskrétneho ku spojitému prístupu má významnú úlohu modelovanie vývoja ceny akcie. Príspevok sa zaoberá vybranými teoretickými aspektami modelovania vývoja ceny akcie pri stanovení hodnoty opcie.

Key words: stock price, option, Black-Scholes formulas

Kľúčové slová: cena akcie, opcia, Blackove – Scholesove vzorce.

JEL classification: C02, D46, G19.

Úvod

Na stanovenie spravodlivej hodnoty európskych kúpnych, resp. predajných opcií sa aplikovať viaceré metódy. Najčastejšie aplikované prístupy predstavujú binárne stromové modely (diskrétne prístup) a Blackove – Scholesove vzorce (spojitý prístup) a ich modifikácie. Pri prechode od diskrétneho ku spojitému prístupu má významnú úlohu modelovanie vývoja ceny akcie. Príspevok sa zaoberá vybranými teoretickými aspektami modelovania vývoja ceny akcie pri stanovení hodnoty opcie.

1. Pravdepodobnostné rozdelenie relatívneho vývoja ceny akcie

Pri aplikovaní Blackových – Scholesových vzorcov (BSV) na stanovenie spravodlivej hodnoty európskych opcií na akciu neprinášajúcu dividendy sa očakáva splnenie viacerých predpokladov (bližšie viď napr. [2]). Označme cenu akcie v čase t ($0 < t < T$) ako S_t . Pre odvodenie BSV je dôležitý predpoklad, že koeficienty zmeny ceny analyzovanej akcie tvoria náhodný výber z lognormálneho rozdelenia, t.j., že $\mathbf{C} = (C_1, C_2, \dots, C_T)'$, kde $C_t = S_t/S_{t-1}$, $t = 1, 2, \dots, T$, sú nezávislé a rovnako rozdelené náhodné premenné, pričom predpokladáme, že každé C_t , $t = 1, 2, \dots, T$ má lognormálne rozdelenie s parametrami μ a σ^2 . Z uvedeného vyplýva, že náhodná premenná $\ln S_t/S_{t-1} = \ln C_t = Y_t$, $t = 1, 2, \dots, T$ má normálne rozdelenie s tými istými parametrami a náhodná premenná $P = \sum_{t=1}^T Y_t$ má normálne rozdelenie

s parametrami $(\mu T$ a $\sigma^2 T)$. Zároveň platí, že:

$$P = \sum_{t=1}^T Y_t = \sum_{t=1}^T \ln(S_t/S_{t-1}) = \ln \prod_{t=1}^T (S_t/S_{t-1}) = \ln (S_T/S_0). \quad (1)$$

Zo vzťahu (1) vyplýva, že

$$S_T = S_0 \cdot e^P \quad (2)$$

a po „znormovaní náhodnej premennej P “:

$$S_T = S_0 \cdot e^{(\mu T + \sigma \sqrt{T} Z)}, \quad (3)$$

kde

- S_0 je súčasná (spotová) cena akcie,
- μ – stredná hodnota, tzv. drift
- σ – tzv. volatilita akcie, počítaná nevychýleným odhadom smerodajnej odchýlky $\ln(S_i/S_{i-1})$ a
- Z – náhodná premenná, ktorá má normované normálne rozdelenie.

Pravdepodobnostné rozdelenie (3) ceny akcie je uvedené v pôvodnej pravdepodobnostnej miere P . Toto pravdepodobnostné rozdelenie môžeme použiť na *kalibráciu stromu*.

2. Kalibrácia stromu

Rozdelíme časový interval $\langle 0, T \rangle$ na n rovnako veľké časti, každú o dĺžke $\delta_t = \frac{T}{n}$. Jeden krok v strome môžeme potom skonštruovať nasledovným spôsobom: označme dnešnú cenu akcie ako S . Táto cena môže v časovom intervale δ_t s pravdepodobnosťou 0,5 byť vystúpiť na hodnotu $Se^{(\mu\delta_t + \sigma\sqrt{\delta_t})}$ alebo s rovnakou pravdepodobnosťou klesnúť na hodnotu $Se^{(\mu\delta_t - \sigma\sqrt{\delta_t})}$.

Týmto spôsobom môžeme postupovať ďalej, až po skonštruovanie n krokového stromového modelu. Ukážme si, že takto nakalibrovaný strom zodpovedá modelu vývoja ceny akcie (3). Za týmto účelom môžeme využiť náhodnú premennú X_n , ktorá má binomické rozdelenie s parametrami $n, p = 0,5$. Náhodnú premennú X_n môžeme napísať v tvare

$$X_n = \sum_{i=1}^n \xi_i,$$

kde $\xi_i, i = 1, 2, \dots, n$, sú nezávislé náhodné premenné, ktoré nadobúdajú hodnoty 0 alebo 1 s pravdepodobnosťou 0,5. Binomické rozdelenie n krát generuje hodnoty 0 a 1. Pre naše účely je potrebné „vygenerovať“ n krát hodnoty 1 a -1. To môžeme vo vybranom izolovanom kroku získať jednoduchou transformáciou náhodnej premennej ξ_i na náhodnú premennú $\tilde{\xi}_i = 2\xi_i - 1$.

Inak povedané: $2X_n - n$ nám poskytuje súhrnnú bilanciu pre n -násobnú generáciu +1 a -1.

Z uvedeného vyplýva, že hodnota akcie v čase T by potom mala zodpovedať modelu

$$S_T = S_0 e^{(\mu n \delta_t + (2X_n - n)\sigma\sqrt{\delta_t})} = S_0 e^{\left(\mu \frac{T}{n} + (2X_n - n)\sigma\sqrt{\frac{T}{n}}\right)} = S_0 e^{\left(\mu T + \left(\frac{2X_n - n}{\sqrt{n}}\right)\sigma\sqrt{T}\right)} = S_0 e^{(\mu T + Z\sigma\sqrt{T})}. \quad (4)$$

Nakoľko náhodná premenná $X_n \sim bi(n, 1/2)$, potom

$$E[2X_n] = 2E[X_n] = 2np = 2n \cdot 1/2 = n \quad \text{a} \quad D[2X_n] = 4D[X_n] = 4np(1-p) = 4n \cdot 1/2(1-1/2) = n.$$

Po znormovaní výrazu $2X_n$, dostaneme náhodnú premennú $Z = \frac{2X_n - n}{\sqrt{n}}$. Táto náhodná

premenná má podľa *centrálnej limitnej vety* pre dostatočne veľké n ($n \rightarrow \infty$) aproximatívne normované normálne rozdelenie. Tým sme ukázali, že nami zvolená kalibrácia stromu skutočne zodpovedá modelu vývoja ceny akcie (3). Problémom však zostáva skutočnosť, že

za účelom zabránenia vzniku arbitráže, musíme pre stanovenie hodnoty opcie pracovať s rizikovo neutrálnou pravdepodobnostnou mierou Q .

3. Modelovanie vývoja ceny akcie v miere Q

Dosaďme modelovanie vývoja ceny akcie na strome (bližšie viď napr. [2]) do vzťahu:

$$q = \frac{S_{now}e^{r\delta t} - S_{down}}{S_{up} - S_{down}} = \frac{Se^{r\delta t} - Se^{\mu\delta t - \sigma\sqrt{\delta t}}}{Se^{\mu\delta t + \sigma\sqrt{\delta t}} - Se^{\mu\delta t - \sigma\sqrt{\delta t}}}, \quad (5)$$

kde

q je tzv. rizikovo neutrálna pravdepodobnosť a

r je bezriziková úroková miera.

Zavedme substitúciu $\sqrt{\delta t} = x$, resp. $\delta t = x^2$. Potom:

$$q = \frac{e^{rx^2} - e^{\mu x^2 - \sigma x}}{e^{\mu x^2 + \sigma x} - e^{\mu x^2 - \sigma x}}. \quad (6)$$

Pomocou Taylorovej vety môžeme funkciu $f(x) = e^x$ rozvinúť v okolí bodu $x = 0$ (MacLaurinova veta) do polynómu v tvare

$$e^x = 1 + x + \frac{x^2}{2!} + \frac{x^3}{3!} + \frac{x^4}{4!} + \dots + \frac{x^n}{n!} + R_{n+1}(x), \quad \text{pričom} \quad R_{n+1}(x) = \frac{x^{n+1}}{(n+1)!} e^{\delta x}, \text{ kde } \delta \in (0,1).$$

Ak zanedbáme členy vyššieho rádu, môžeme vzťah (6) ďalej upraviť nasledujúcim spôsobom:

$$\begin{aligned} q &= \frac{1 + rx^2 + \dots - \left[1 + (\mu x^2 - \sigma x) + \frac{\sigma^2 x^2}{2!} \right] + O(x^3)}{\left[1 + (\mu x^2 + \sigma x) + \frac{\sigma^2 x^2}{2!} \right] - \left[1 + (\mu x^2 - \sigma x) + \frac{\sigma^2 x^2}{2!} \right] + O(x^3)} = \\ &= \frac{rx^2 - \mu x^2 + \sigma x - \frac{\sigma^2 x^2}{2!} + O(x^3)}{2\sigma x + O(x^3)} = \frac{rx - \mu x + \sigma - \frac{\sigma^2 x}{2!} + O(x^2)}{2\sigma + O(x^2)} = \\ &= \frac{rx - \mu x + \sigma - \frac{\sigma^2 x}{2} + O(x^2)}{2\sigma + O(x^2)}. \quad \text{Limita menovateľa zloženého zlomku sa rovná 1. Potom} \\ q &= \frac{rx - \mu x + \sigma - \frac{\sigma^2 x}{2} + O(x^2)}{2\sigma}. \end{aligned}$$

Po vrátení k substitúcii dostávame:
$$q = \frac{r\sqrt{\delta t} - \mu\sqrt{\delta t} + \sigma - \frac{\sigma^2\sqrt{\delta t}}{2}}{2\sigma} + O(\delta t)$$

$$q = \frac{1}{2} \left[1 - \sqrt{\delta t} \left(\frac{\mu + \frac{\sigma^2}{2} - r}{\sigma} \right) \right] + O(\delta t).$$

Keďže $\delta t = \frac{T}{n}$, parametre normovanej náhodnej premennej budú mať v pravdepodobnostnej miere Q tvar

$$E[X_n] = nq = n \left\{ \frac{1}{2} \left[1 - \sqrt{\delta t} \left(\frac{\mu + \frac{\sigma^2}{2} - r}{\sigma} \right) \right] \right\} + O(T) = \frac{n}{2} - \frac{\sqrt{Tn}}{2} \left(\frac{\mu + \frac{\sigma^2}{2} - r}{\sigma} \right) + O(T).$$

Potom

$$E \left[\frac{2X_n - n}{\sqrt{n}} \right] = \frac{2 \left[\frac{n}{2} - \frac{\sqrt{Tn}}{2} \left(\frac{\mu + \frac{\sigma^2}{2} - r}{\sigma} \right) + O(T) \right] - n}{\sqrt{n}} = -\sqrt{T} \left(\frac{\mu + \frac{\sigma^2}{2} - r}{\sigma} \right) + 2O\left(\frac{T}{\sqrt{n}}\right)$$

Platí, že

$$\lim_{n \rightarrow \infty} 2O\left(\frac{T}{\sqrt{n}}\right) = 0, \text{ preto } E \left[\frac{2X_n - n}{\sqrt{n}} \right] = -\sqrt{T} \left(\frac{\mu + \frac{\sigma^2}{2} - r}{\sigma} \right).$$

Dá sa ukázať, že $D \left[\frac{2X_n - n}{\sqrt{n}} \right]$ je asymptoticky rovná 1.

Z uvedených zistení vyplýva, že v pravdepodobnostnej miere Q by mala hodnota akcie v čase T zodpovedať modelu:

$$S_T = S_0 \cdot \exp(\mu T + Z\sigma\sqrt{T}), \text{ kde } Z \sim N \left(-\sqrt{T} \left(\frac{\mu + \frac{\sigma^2}{2} - r}{\sigma} \right); 1 \right).$$

Inak zapísané:

$$\begin{aligned} S_T &= S_0 \cdot \exp\left(\mu T - \sqrt{T} \left(\frac{\mu + \frac{\sigma^2}{2} - r}{\sigma} \right) \cdot \sigma\sqrt{T} + \sigma\sqrt{T}Z\right) = S_0 \cdot \exp\left(rT - \frac{1}{2}\sigma^2 T + \sigma\sqrt{T}Z\right) \\ S_T &= S_0 \cdot \exp\left(\sigma\sqrt{T}Z + T\left(r - \frac{1}{2}\sigma^2\right)\right). \end{aligned} \quad (7)$$

Vzťah (7) je modelom pre vývoj ceny akcie v pravdepodobnostnej miere Q , ktorá pracuje s tzv. rizikovo neutrálnymi pravdepodobnosťami zamedzujúcimi možnosť arbitráže.

Uvedený model už môžeme použiť napríklad pre počítanie hodnôt podkladových aktív finančných derivátov.

4. Blackove – Scholesove vzorce pre európske predajné opcie na akciu neprinášajúcu dividendy – aplikačný príklad

Na základe reálnych údajov máme za úlohu vypočítať spravodlivú cenu budúcoročnej januárovej európskej predajnej opcie na akciu spoločnosti Tenneco, Inc. s realizačnou cenou 48 USD. Získaný výsledok porovnáme s reálnou hodnotou obchodovanou k dnešnému dňu (3.9.2013) na Chicagskej opčnej burze. Pre odhad dennej a ročnej volatility použijeme historické ceny akcie TEN od 21.12.2012 do súčasnosti.

Ak označíme čas vypršania T , cenu akcie v čase vypršania S_T , dohodnutú cenu opcie K a bezrizikovú úrokovú mieru r , potom cenu európskej predajnej opcie na akcie neprinášajúcej dividendy môžeme definovať ako diskontovanú strednú hodnotu

$$P_0^E = e^{-rT} \cdot E_Q \left[(K - S_T)^+ \right], \quad (8)$$

pričom dolný index Q označuje, že strednú hodnotu počítame v rizikovo neutrálnej pravdepodobnostnej miere. Horný index „+“ symbolizuje, že v prípade, ak je rozdiel $K - S_T$ záporný, dosadíme nulu (v tomto prípade opcia nebude realizovaná).

Vieme, že cena akcie S_t splňa rovnicu (7)

$$S_T = S_0 \cdot \exp \left[\sigma \sqrt{T} Z + \left(r - \frac{1}{2} \sigma^2 \right) T \right], \quad \text{kde } Z \sim N(0,1).$$

Po dosadení do vzťahu (8) dostaneme

$$P_0^E = E_Q \left[e^{-rT} \cdot \left[K - S_0 \cdot \exp \left(\sigma \sqrt{T} Z + \left(r - \frac{1}{2} \sigma^2 \right) T \right) \right]^+ \right]$$

Po úprave:

$$\begin{aligned} P_0^E &= E_Q \left[\left[e^{-rT} \cdot K - S_0 \cdot e^{-rT} \cdot \exp \left(\sigma \sqrt{T} Z + \left(r - \frac{1}{2} \sigma^2 \right) T \right) \right]^+ \right] = \\ &= E_Q \left[\left[e^{-rT} \cdot K - S_0 \cdot \exp \left(-rT + \sigma \sqrt{T} Z + rT - \frac{1}{2} \sigma^2 T \right) \right]^+ \right] = \\ &= E_Q \left[\left[e^{-rT} \cdot K - S_0 \cdot \exp \left(-\frac{1}{2} \sigma^2 T + \sigma \sqrt{T} Z \right) \right]^+ \right]. \end{aligned}$$

Označme náhodnú premennú $X = -\frac{1}{2} \sigma^2 T + \sigma \sqrt{T} Z$. Vieme, že $Z \sim N(0,1)$,

preto $X \sim N\left(-\frac{1}{2} \sigma^2 T, \sigma^2 T\right)$.

Potom dostávame:

$$P_0^E = \int_{-\infty}^{\infty} (e^{-rT} \cdot K - S_0 \cdot e^x)^+ \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2 T}} e^{-\frac{\left(x + \frac{1}{2}\sigma^2 T\right)^2}{2\sigma^2 T}} dx =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2 T}} \int_{-\infty}^{\infty} (e^{-rT} \cdot K - S_0 \cdot e^x)^+ e^{-\frac{\left(x + \frac{1}{2}\sigma^2 T\right)^2}{2\sigma^2 T}} dx.$$

Platí:

ak $e^{-rT} \cdot K - S_0 \cdot e^x > 0$, potom $(e^{-rT} \cdot K - S_0 \cdot e^x)^+ = e^{-rT} \cdot K - S_0 \cdot e^x$

ak $e^{-rT} \cdot K - S_0 \cdot e^x < 0$, potom $(e^{-rT} \cdot K - S_0 \cdot e^x)^+ = 0$

Nájďme také x , pre ktoré: $e^{-rT} \cdot K - S_0 \cdot e^x > 0$

$$e^{-rT} \cdot K > S_0 \cdot e^x, \quad \frac{K}{S_0} e^{-rT} > e^x, \quad \ln\left(\frac{K}{S_0} e^{-rT}\right) > \ln(e^x) \text{ a}$$

$$\ln \frac{K}{S_0} - rT > x.$$

Označme $M = \ln \frac{K}{S_0} - rT$.

Potom

$$P_0^E = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2 T}} \int_{-\infty}^M (e^{-rT} \cdot K - S_0 \cdot e^x) e^{-\frac{\left(x + \frac{1}{2}\sigma^2 T\right)^2}{2\sigma^2 T}} dx =$$

$$= \frac{e^{-rT} \cdot K}{\sqrt{2\pi\sigma^2 T}} \int_{-\infty}^M e^{-\frac{\left(x + \frac{1}{2}\sigma^2 T\right)^2}{2\sigma^2 T}} dx - \frac{S_0}{\sqrt{2\pi\sigma^2 T}} \int_{-\infty}^M e^x e^{-\frac{\left(x + \frac{1}{2}\sigma^2 T\right)^2}{2\sigma^2 T}} dx.$$

Po úpravách dostávame:

$$P_0^E = \frac{e^{-rT} \cdot K}{\sqrt{2\pi\sigma^2 T}} \int_{-\infty}^M e^{-\frac{\left(x + \frac{1}{2}\sigma^2 T\right)^2}{2\sigma^2 T}} dx - \frac{S_0}{\sqrt{2\pi\sigma^2 T}} \int_{-\infty}^M e^x e^{-\frac{\left(x + \frac{1}{2}\sigma^2 T\right)^2}{2\sigma^2 T}} dx. \quad (9)$$

Rovnicu (9) môžeme zapísať ako

$$P_0^E = e^{-rT} K \cdot P(Z_2 \leq M) - S_0 \cdot P(Z_1 \leq M), \quad (10)$$

pričom

$$Z_1 \sim N\left(\frac{1}{2}\sigma^2 T, \sigma^2 T\right), \quad Z_2 \sim N\left(-\frac{1}{2}\sigma^2 T, \sigma^2 T\right).$$

Potom

$$\begin{aligned}
P_0^E &= e^{-rT} K \cdot P\left(\frac{Z_2 + \frac{1}{2}\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}} \leq \frac{M + \frac{1}{2}\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}}\right) - S_0 \cdot P\left(\frac{Z_1 - \frac{1}{2}\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}} \leq \frac{M - \frac{1}{2}\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}}\right) = \\
&= e^{-rT} K \cdot \Phi\left(\frac{M + \frac{1}{2}\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}}\right) - S_0 \cdot \Phi\left(\frac{M - \frac{1}{2}\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}}\right). \quad (11)
\end{aligned}$$

Po dosadení

$$M = \ln \frac{K}{S_0} - rT,$$

do vzťahu (11) dostávame Blackov – Scholesov vzorec pre hodnotu európskej predajnej opcie na akciu neprinášajúcu dividendy v čase uzatvorenia kontraktu:

$$\begin{aligned}
P_0^E &= K \cdot e^{-rT} \Phi\left(-\frac{\ln \frac{S_0}{K} + rT - \frac{1}{2}\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}}\right) - S_0 \cdot \Phi\left(-\frac{\ln \frac{S_0}{K} + rT + \frac{1}{2}\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}}\right) = \\
&= K \cdot e^{-rT} \Phi(-d_2) - S_0 \cdot \Phi(-d_1), \quad (12)
\end{aligned}$$

kde

$$d_1 = \frac{\ln \frac{S_0}{K} + rT + \frac{1}{2}\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}} \text{ a } d_2 = \frac{\ln \frac{S_0}{K} + rT - \frac{1}{2}\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}} = d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

a

$\Phi(-d_2)$, resp. $\Phi(-d_1)$ je hodnota distribučnej funkcie $N(0,1)$ rozdelenia v bode $-d_2$, resp. $-d_1$. Dá sa ukázať, že vo všeobecnosti pre hodnotu európskej predajnej opcie na akciu neprinášajúcu dividendy v ľubovoľnom čase $t \in \langle 0, T \rangle$ platí:

$$P_0^E = e^{-r(T-t)} K \cdot \Phi\left(-\frac{\ln \frac{S_0}{K} + r(T-t) - \frac{1}{2}\sigma^2 (T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right) - S_0 \cdot \Phi\left(-\frac{\ln \frac{S_0}{K} + r(T-t) + \frac{1}{2}\sigma^2 (T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right). \quad (13)$$

V našom príklade sme spotovú cenu a dennú volatilitu počítali na základe historických dát publikovaných na stránke <http://finance.google.com>. Bezrizikovú úrokovú mieru sme odhadli z údajov, ktoré boli dostupné na stránke <http://finance.yahoo.com/bonds>. Všetky dáta boli získané k 3.9.2013. Výber vstupných dát a pomocných výpočtov zachytáva tabuľka 1.

Tab. 1: Vstupné dáta (výňatok) a pomocné výpočty

11.1.13	35.4	0.006757
10.1.13	35.78	-0.01068
9.1.13	35.71	0.001958
8.1.13	35.34	0.010415
7.1.13	34.92	0.011956
4.1.13	35.4	-0.01365
3.1.13	36.2	-0.02235
2.1.13	36.5	-0.00825
31.12.12	35.11	0.038826
28.12.12	33.99	0.03242
27.12.12	34.2	-0.00616
26.12.12	34.1	0.002928
24.12.12	34	0.002937
21.12.12	34.07	-0.00206
sx denne	0.018635	
sx rocne	0.295822	

S0	46.13
K	48
r	0.000201
T	0.375342
sigma	0.295822
d1	-0.128225
d2	-0.309461

Potom

$$P_0^E = K \cdot e^{-rT} \Phi(-d_2) - S_0 \cdot \Phi(-d_1) = 48 \cdot e^{-0,000201 \cdot 0,375342} \cdot 0,621515 - 46,13 \cdot 0,551015 = 4,41.$$

Obrázok 1 zachytáva výstup zo stránky Chicagskej opčnej burzy – www.cboe.com. Môžeme vidieť, že posledný obchod budúročnej januárovej európskej predajnej opcie na akciu spoločnosti Tenneco, Inc. s realizačnou cenou 48 USD bol realizovaný skutočne za 4,41 USD.

Open Int		Puts	Last Sale	Net	Bid	Ask	Vol	Open Int
0	14 Jan 41.00	TEN1418M41-E	0.0	0.0	0.0	0.0	0	24
1	14 Jan 42.00	TEN1418M42-E	2.00	0.0	0.0	0.0	0	3
17	14 Jan 43.00	TEN1418M43-E	2.18	0.0	0.0	0.0	0	128
69	14 Jan 44.00	TEN1418M44-E	0.0	0.0	0.0	0.0	0	2
311	14 Jan 45.00	TEN1418M45-E	3.15	0.0	0.0	0.0	0	194
83	14 Jan 46.00	TEN1418M46-E	0.0	0.0	0.0	0.0	0	10
111	14 Jan 47.00	TEN1418M47-E	3.80	0.0	0.0	0.0	0	10
129	14 Jan 48.00	TEN1418M48-E	4.41	0.0	0.0	0.0	0	99
16	14 Jan 49.00	TEN1418M49-E	0.0	0.0	0.0	0.0	0	34
104	14 Jan 50.00	TEN1418M50-E	4.84	0.0	0.0	0.0	0	10
68	14 Jan 55.00	TEN1418M55-E	0.0	0.0	0.0	0.0	0	0
112	14 Jan 60.00	TEN1418M60-E	0.0	0.0	0.0	0.0	0	0
0	14 Jan 65.00	TEN1418M65-E	0.0	0.0	0.0	0.0	0	0
0	14 Apr 24.00	TEN1419P24-E	0.0	0.0	0.0	0.0	0	0

Obr. 1: Výstup zo stránky www.cboe.com – Dostupné online 3.9.2013

5. Záver

Príspevok na príklade Blackovho – Scholesovho vzorca na stanovenie spravodlivej hodnoty európskej kúpnej opcie na akciu neprinášajúcu dividendy ukázal možnú aplikáciu vybraných teoretických aspektov modelovania vývoja ceny akcie pri stanovení hodnoty opcie.

6. Literatúra

- [1] HULL, J. C. 2011. Options, Futures and Other Derivates. 8 edition. London: Prentice-Hall International, Inc, 2011. 864 s. ISBN 978-0132777421.
- [2] MELICHERČÍK, I. – OLŠAROVÁ, L. – ÚRADNÍČEK, V. 2005. Kapitoly z finančnej matematiky. Bratislava, Epos, 2005. 242 s. ISBN 80-8057-651-3
- [3] PUCZKOWSKI, B. 2010. The Role of Banks in Utilization of The EU Funds. In: Olsztyn Economic Journal, 5. 2010, N°2. Olsztyn: UWM, 2010, s. 346 – 357.
- [4] www.cboe.com
- [5] <http://finance.google.com>
- [6] <http://finance.yahoo.com/bonds>

Podpora

Príspevok bol vypracovaný v rámci riešenia projektu VEGA 1/0765/12 „Výskum možností a perspektív použitia tradičných a alternatívnych prístupov vo finančnom riadení a finančnom rozhodovaní v meniacom sa ekonomickom prostredí“.

Adresa autora:

Vladimír Úradníček, doc. Ing., Ph.D.
Ekonomická fakulta UMB
Tajovského 10, 975 90 Banská Bystrica
vladimir.uradnicek@umb.sk

Použitie faktorov odľahlých pozorovaní ako váh pre fuzzy zhľukovanie Use of Local Outlier Factors as Weights in Fuzzy Clustering

Tomáš Vintr, Vanda Vintrová

Abstract: We present a combination of Local Outlier Factor and Fuzzy clustering algorithms and discuss it as a possible tool to evaluate quality of local outlier factor algorithm or to compare different approaches to calculate local outlier factor. Experimental proof of concept is included.

Abstrakt: Predstavujeme kombináciu algoritmov pre Fuzzy zhľukovanie a pre výpočet faktora lokálnej odľahlosti ako nástroja k posúdeniu kvality algoritmov pre výpočet faktora lokálnej odľahlosti alebo pre porovnanie rozdielnych prístupov pre výpočet faktora lokálnej odľahlosti. Vykonalí sme aj potrebné experimenty.

Key words: Fuzzy c-means, Local outlier factor, Weights.

Kľúčové slová: Fuzzy c-zhľukovanie, Faktor odľahlých pozorovaní, Váhy.

JEL classification: C38

Introduction

Cluster analysis is represented by a set of multi-dimensional data analysis techniques used for object classification when objects are characterized by values of selected attributes. Methods of cluster analysis belong to a class of methods called *unsupervised learning*. Their aim is to divide a set of objects into subsets so that the similarity of objects within a subset and the difference of objects from different subsets are maximized. These subsets are called *clusters*.

In real data files, besides the clusters, also outliers, as objects considerably inconsistent with other objects from the same dataset, are often present and these outlying objects affect the results of the clustering algorithms. Even though that many clustering algorithms are supposed to be able to deal with outliers and to eliminate their influence, this is true only for a limited proportion of the noise in the data set. Therefore it is necessary to identify the outliers prior to the application of the clustering algorithms.

In this paper we focus on combining the *fuzzy clustering* algorithms and local density-based algorithms that assign to every object a score representing a degree of being an outlier. We prove that if we apply these scores in the fuzzy clustering algorithms as the weights, it improves the algorithms in the way that the algorithms are able to detect the cluster centres more precisely when dealing with the data sets containing more than ten per cent of outliers. On the other hand, the ability to find a cluster is not affected. Such behaviour should be used to evaluate quality of the calculation of local outlier factors – the better the outlier detection works the more precisely the clusters centres should be found. Although the comparison of the local outlier factor calculations is very problematic, while the values of the factors calculated on different datasets are usually incomparable even when using one algorithm, using outlier scores or factors as weights in centroid-based clustering algorithms could overcome incomparability of different values of scores, because it works with them as a whole.

1. Related Work

Fuzzy c-mean (FCM), see [1], is the best-known fuzzy clustering method, in which assigned memberships of the input vectors are inversely related to the relative distances to the cluster prototypes (centres) in the FCM model. The problem of this algorithm is its sensitivity to noises or outliers due to its probabilistic constraint. This algorithm has been modified

several times. There have been various modifications and derivations that overcome some problems of FCM method.

Possibilistic c-mean (PCM), proposed in [2], was constructed to eliminate the biggest problem of FCM - sensitivity to noise. This algorithm is able to identify the outliers, but disadvantage is its dependence on the initialization conditions. The other problem of this method is that it has to run FCM to obtain the possibility values. Fuzzy possibilistic c-mean (FPCM), described in [3], is an algorithm, which combines both FCM and PCM, as it generates both memberships and possibilities. However, this method imposes a constraint on the sum of all possibilities over a cluster that leads to unrealistic possibilities for large datasets. Possibilistic fuzzy c-mean (PFCM), presented in [4], is a model proposed to eliminate the row sum constraints of FPCM. Possibilistic clustering algorithm (PCA), implemented in [5], does not have to run FCM first, compared to PCM algorithm, which has to. Problem of PCA is also its high sensitivity on initialization and therefore it sometimes generates coincident clusters. Another approach was proposed in [6]. It is called E-FCM, resp. E-GK, and it uses so-called volume prototypes to eliminate influences of neighbouring clusters and outliers. This approach was very successful in dealing with two proximal clusters, where one of them is much larger than the other.

Detecting outliers is a very old and enormously resource-consuming task. Let us remind one of the first, well-known, but unsuccessful case - the search for Jesus of Nazareth. Since then, the techniques of detecting outliers have evolved. We focus on local density-based algorithms that can capture not only global outliers, but also local outliers. In [7] is the first to introduce the concept of local density outliers and a local outlier factor (LOF). It compares a local density of an object with local densities of its k -nearest neighbours. The local density is estimated by a specific distance at which a point can be reached from its neighbours, called reachability distance, what produces stable results within clusters. LOF value of approximately one indicates that the point is located in a region of homogenous density. Higher LOF values signify an outlier, as it is a degree of being an outlier, but the scaling is different for different datasets. An advantage of the LOF algorithm is that it can detect outliers even if the clusters of a dataset have different density and different size. This algorithm depends only on one parameter k ; however this parameter strongly affects the calculated outlierness of an object. If the parameter k is set too low, LOF does not detect outliers which are close to a dense cluster if the parameter is set too high, small clusters are regarded as outliers.

The LOF algorithm was modified several times especially with an aim to speed up the algorithm. An improvement of LOF known as Connectivity Outlier Factor (COF) [8] was proposed to overcome an ineffectiveness of LOF in detecting outliers in sparse datasets. Another modification of the LOF algorithm is LOF', LOF'' and GridLOF [9]. LOF' simplifies the formula of LOF for ease of understanding, LOF'' distinguishes between a neighbourhood for computing the density of an object and a neighbourhood for comparing the densities of the neighbours of an object. The GridLOF utilizes grid-based method to prune objects that are not outliers and then compute LOF score. Another density-based algorithm, Local Correlation Integral (LOCI), was based on the idea of a multi-granularity deviation factor (MDEF) [10]. The difference between LOF and LOCI is that LOCI uses neighbourhood instead of k nearest neighbours. LOCI is less sensitive to input parameters than LOF.

2. Examined Algorithms

As this is only a proof of concept, we have chosen the major algorithm of the above described classes of methods to show the behaviour. The basic algorithm of fuzzy clustering is FCM (Fuzzy c-Means) [1]. The idea of FCM is a minimization of the objective function

$$J_{FCM}(X; \mathbf{U}_{FCM}; C) = \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^n u_{ij}^m d^2(\mathbf{x}_j, \mathbf{c}_i), \quad (1)$$

where $X = \{\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n\}$, $X \subset R^{\dim}$, is a set of objects, $C = \{\mathbf{c}_1, \dots, \mathbf{c}_c\}$ is a set of cluster prototypes, $\mathbf{U}_{FCM} = (u_{ij})$ denotes a fuzzy partition matrix with conditions

$$\sum_{j=1}^n u_{ij} > 0, \forall i \in \{1, \dots, c\}, \quad (2)$$

$$\sum_{i=1}^c u_{ij} = 1, \forall j \in \{1, \dots, n\}, \quad (3)$$

$d(\mathbf{x}_j, \mathbf{c}_i) = \|\mathbf{x}_j - \mathbf{c}_i\|$ is a certain metric and $m > 1$ is a fuzzifier. Minimization of $J(X; \mathbf{U}_{FCM}; C)$ consists of an iterative calculation of a matrix $\mathbf{U}_{FCM}$,

$$u_{ij} = \frac{d^{\frac{2}{m-1}}(\mathbf{x}_j, \mathbf{c}_i)}{\sum_{\eta=1}^c d^{\frac{2}{m-1}}(\mathbf{x}_j, \mathbf{c}_\eta)}, \quad (4)$$

and a set of cluster prototypes C ,

$$\mathbf{c}_i = \frac{\sum_{j=1}^n u_{ij}^m \mathbf{x}_j}{\sum_{j=1}^n u_{ij}^m}. \quad (5)$$

The basic algorithm for calculating local outlier factor is LOF [7]. It compares a local density of an object with local densities of its k -nearest neighbours as follows:

Let us have the set $X = \{\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n\}$, $X \subset R^{\dim}$, and a fixed constant $k \in N$, $k < n$. To every

$j \in \{1, \dots, n\}$ let us assign a fixed chosen permutation X_j of the set X , for which stands:

$$X_j = \{\mathbf{x}_{j,j'} \mid \mathbf{x}_{j,j'} \in X, j' \in \{0, \dots, n-1\}, \mathbf{x}_{j,0} = \mathbf{x}_j, d(\mathbf{x}_j, \mathbf{x}_{j,j'}) \leq d(\mathbf{x}_j, \mathbf{x}_{j,(j'+1)})\}, \quad (6)$$

Let us have the function $r: R^{\dim} \rightarrow R_0^+$ (the radius of the neighbourhood)

$$r(\mathbf{x}_j) = \frac{\sum_{j'=1}^k \max\{d(\mathbf{x}_j, \mathbf{x}_{j,j'}), d(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_{i,k})\}}{k}, \quad (7)$$

where $\mathbf{x}_i = \mathbf{x}_{j,j_0}$ and $\max\{a, b\}$ denotes the maximum of the values a and b , then the local outlier factor F_j of the object $\mathbf{x}_j$ for chosen k is

$$F_j = \frac{r(\mathbf{x}_j)}{\sqrt[k]{\sum_{j'=1}^k (r(\mathbf{x}_{j,j'}))^{-1}}}. \quad (8)$$

3. Combining the Algorithms

The combination of FCM and LOF minimizes the objective function

$$J(X; \mathbf{U}; C) = \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^n u_{ij}^m d^2(\mathbf{x}_j, \mathbf{c}_i) F_j^{-1}, \quad (9)$$

which consists of an iterative calculation of a matrix $\mathbf{U}$,

$$u_{ij} = \frac{d^{-\frac{2}{m-1}}(\mathbf{x}_j, \mathbf{c}_i)}{\sum_{\eta=1}^c d^{-\frac{2}{m-1}}(\mathbf{x}_j, \mathbf{c}_\eta)}, \quad (10)$$

and of a set of cluster prototypes C ,

$$\mathbf{c}_i = \frac{\sum_{j=1}^n u_{ij}^m \mathbf{x}_j F_j^{-1}}{\sum_{j=1}^n u_{ij}^m}. \quad (11)$$

4. Experiment

In the experiment, every object of a set of objects is represented by a numeric vector of dimension $\dim=2$. To generate a set of objects, we first generated vectors by a two dimensional uniform distribution in a square space with a centre in the origin of coordinates and with a length of a side one (this square is understood as a space of objects). These vectors are understood as vectors of means of two dimensional normal distributions of clusters. Individual objects of the data set are generated according to these distributions. Secondly, we generate outliers as uniformly distributed vectors in the square that represents the space of objects.

The basic setting of sets of objects generation for these experiments is as follows: the number of attributes of every object is $\dim=2$, the number of clusters in the data set is $c=50$, the standard deviation of individual attributes of objects is $\sigma=2/300$ and the number of objects in every cluster is 50. The ratio of a number of added outliers to a number of objects belonging to clusters is a variable from the interval 2-400%, where 400% means that the number of outliers is four times larger than number of objects in clusters.

The algorithms use the Euclidean metric to compute distances between objects. FCM (and also combined algorithm) executes a clustering till it reaches local minima, nevertheless the minimal number of iterations is 11 and the maximal number of iterations is 100 - after that it is terminated. Fuzzifier in FCM was set on $m=2$ parameter k in LOF on $k=40$. While the distributions of clusters and number of objects in clusters do not differ, we use Poisson distribution based initialization [11].

The quality of clustering is assessed using two criteria. If a mean of a cluster lies within 95% confidence interval of the cluster prototype, which should represent the cluster after a termination of an algorithm, then this cluster prototype is labelled as a *well found centre*. A cluster is labelled as a *not found cluster*, if no cluster prototype, which has not been assigned to any cluster, lies smaller than 3σ distance from the vector of means of this cluster.

Every run of the tested algorithms were repeated ten times for every setting (on different data sets during every repetition). The results of the experiments are displayed in two charts (Fig. 1a, 1b). We can see that FCM differs from combination of FCM and LOF in precision of the cluster centres detection in between 10-100% of added noise. Especially, while the

precision of LOF degrades from 10%, precision of combination of FCM and LOF degrades from 30% of added noise.

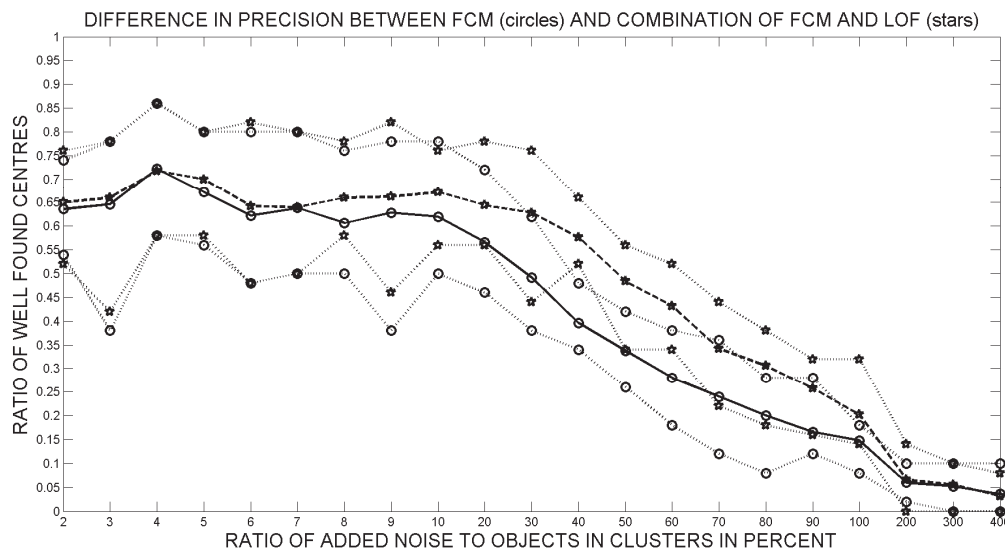


Fig. 1a: Well found centres by tested algorithms.

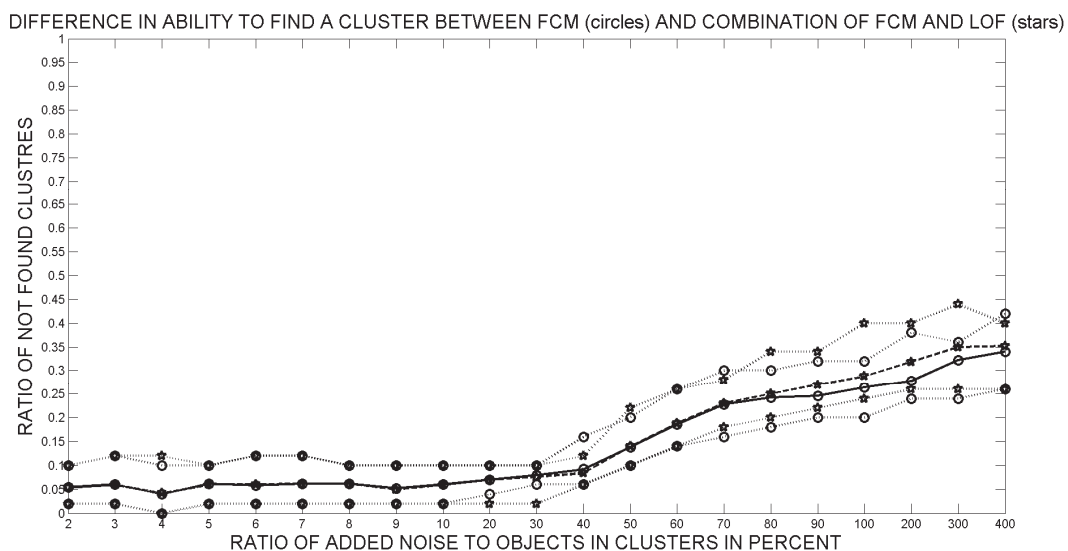


Fig. 1b: Not found clusters by tested algorithms.

Fig. 1: The solid line with circles represents the mean and dotted lines with circles extremes (maximum and minimum) of the results of FCM. The dashed line with stars represents mean and dotted lines with stars extremes of the results of LOF and FCM combination.

5. Conclusion

Presented approach opens the possibilities of comparison different local outlier factor calculations or evaluation of the quality of new ones. As the outlier detection is tool of very first pre-processing of the data set, it looks meaningfully to test the quality of such pre-processing using training data and data mining tools, whose ability to work properly depends just on well done outlier labelling or, more generally, scoring.

In the future work, we would like to compare different approaches to calculate the local outlier factor using proposed method and ensemble of centroid-based clustering methods.

6. References

- [1] BEZDEK, James C. Pattern recognition with fuzzy objective function algorithms. Kluwer Academic Publishers, 1981.
- [2] KRISHNAPURAM, Raghuram; KELLER, James M. A possibilistic approach to clustering. Fuzzy Systems, IEEE Transactions on, 1993, 1.2: 98-110.
- [3] PAL, Nikhil R.; PAL, Kuhu; BEZDEK, James C. A mixed c-means clustering model. In: Fuzzy Systems, 1997., Proceedings of the Sixth IEEE International Conference on. IEEE, 1997. p. 11-21.
- [4] PAL, Nikhil R., et al. A possibilistic fuzzy c-means clustering algorithm. Fuzzy Systems, IEEE Transactions on, 2005, 13.4: 517-530.
- [5] YANG, Miin-Shen; WU, Kuo-Lung. Unsupervised possibilistic clustering. Pattern Recognition, 2006, 39.1: 5-21.
- [6] KAYMAK, Uzay; SETNES, Magne. Fuzzy clustering with volume prototypes and adaptive cluster merging. Fuzzy Systems, IEEE Transactions on, 2002, 10.6: 705-712.
- [7] BREUNIG, Markus M., et al. LOF: identifying density-based local outliers. In: ACM Sigmod Record. ACM, 2000. p. 93-104.
- [8] TANG, Jian, et al. Enhancing effectiveness of outlier detections for low density patterns. In: Advances in Knowledge Discovery and Data Mining. Springer Berlin Heidelberg, 2002. p. 535-548.
- [9] CHIU, Anny Lai-mei; FU, Ada Wai-chee. Enhancements on local outlier detection. In: Database Engineering and Applications Symposium, 2003. Proceedings. Seventh International. IEEE, 2003. p. 298-307.
- [10] PAPADIMITRIOU, Spiros, et al. Loci: Fast outlier detection using the local correlation integral. In: Data Engineering, 2003. Proceedings. 19th International Conference on. IEEE, 2003. p. 315-326.
- [11] VINTR, Tomas; VINTROVA, Vanda; REZANKOVA, Hana. Poisson distribution based initialization for fuzzy clustering. Neural Network World, 2012, 22.2: 139-160.

Adresa autorov:

Tomáš Vintř, Ing.
Vysoká škola ekonomická v Praze
nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3
tomas.vintr@vse.cz

Vanda Vintrová, Ing. Mgr.
Vysoká škola ekonomická v Praze
nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3
vanda.vintrova@vse.cz

Demography and the global financial crisis.

Demografia a globálna finančná kríza.

Bogdan Włodarczyk

Abstract:

The global financial crisis in the years 2008-2011 had an impact on numerous fields of economic life of the majority of both highly developed and developing countries. Its negative after-effects were felt by the sphere of public finance, which translated into the economic crisis in these countries expressed by negative GDP. The period of crisis and worldwide recession also caused changes in the demographic structure of the above-mentioned countries. In the following article the influence of global economic crisis expressed by means of GDP on the total fertility rate of chosen European countries has been analysed. It has been revealed that the after-effects of the crisis expressed by macroeconomic rates also lower the total fertility rate level

Key words: demography, global financial crisis, economic crisis

Kľúčové slová: Demografia, svetová finančná kríza, hospodárska kríza

JEL classification: J11

1. Global financial crisis in chosen countries of the European Union

Global financial and economic crises are an unavoidable phenomena related to the logic of the market-driven economy functioning. In the modern capitalist economy the references recorded the first economic crisis in England in 1925. In turn, the first international crisis, spreading from America to Europe, took place in 1857 [1]. The 20th century economic crises in the 20s or 80s, triggered on financial or raw-material markets, essentially altered the world economic map. The outburst of the crisis in 2008 was preceded by the period of prosperity, especially in the USA. The increase in workforce productivity and the import of cheap goods hindered the price rises, which enabled to keep the lower level of inflation. The unemployment rate was also low. The constantly developing financial markets supported the liberal concept of worldwide growth over the market self-regulation without the intervention of the state. Their meaning in the global perspective of development significantly increased already at the end of the last century. Nowadays, financial globalization and liberalization, technological progress and the flow of capital make this sector of world's economy one of the key factors influencing the global and certain national economic trends. The current financial crisis of 2008-2011, which transformed into the global economic crisis, was the result of a few correlations rooting from the alterations in the bank sector and the influence of the so-called megatrends, i.e. the globalization of the division of work and knowledge, accruing of economic and financial risks, demographic changes and also emerging of new economic and political order [2]. In hindsight, many crises have a refreshing effect on national and global economies, despite the fact that when they first happen there are negative phenomena, like lowering of the economic activity, decrease in the incomes of the sphere, decrease of GDP or increase of unemployment [3].

2. Total fertility rate as an element of demographic changes

Man constitutes an essential factor of any social and economic system. His main meaning manifests itself in the processes of national economies' development and also within the range of organising and providing services. People not only manufacture goods and services, but also are their recipients and consumers. Hence, the knowledge of demographic phenomena has an essential influence not only on shaping an appropriate demographic politics, but also on creating the social and economic activity of certain nations. The demographic structure of the population belongs to the most revolutionary changes in modern history. In a short period of time, the population of the planet exceeded 7 billion people. Nowadays, we are observing the reduction in the outburst of population and gradual stabilization of demographic processes, which frequently has a negative impact on developing and highly developed economies. Ageing societies are unable to manufacture an appropriate amount of goods and services in order to keep the correct speed of economic growth.

Total fertility rate has the greatest influence on the changes in the pace of the population growth rate. Na zmiany tempa przyrostu naturalnego w największym stopniu ma wpływ współczynnik dzietności. Total fertility rate determines how many births falls to one woman during her childbearing years (15-49 years old). Sometimes it is also called period total fertility rate. It is assumed that in order for a full replacement of generations to occur the rate should be between 2,10 and 2,15. In the world the rate is kept at the level of 2,5 (although it gradually decreases), which means that the human population as a whole is still growing. In a regional approach the situation looks totally different. The Sub-Saharan Africa can be considered the most fertile part of the world. About 5 children fall to one woman there, which means it is twice as much than the world average. The second place is taken by Southern Asia (India, Nepal, Bhutan, Bangladesh, Sri Lanka and the Maledives), where the rate is about 2,7. Total fertility rate is not much smaller in the Middle East or Northern Africa, meaning the countries dominated by Muslims – also about 2,7. In Latin America and in the Caribbeans the fertility rate equals 2,25. Other regions are below the level of full replacement of generations: Northern America – 2,05, Eastern Asia and the Pacific – 1,8, Europe and Mid Asia – 1,71. It is worth pointing out that the last region, despite its lowest level of fertility should increase its fertility rate soon. Other regions are awaiting an opposing tendency¹.

3. Changes in the total fertility rate in the context of the global financial crisis in chosen countries of the European Union in the years 2008-2011

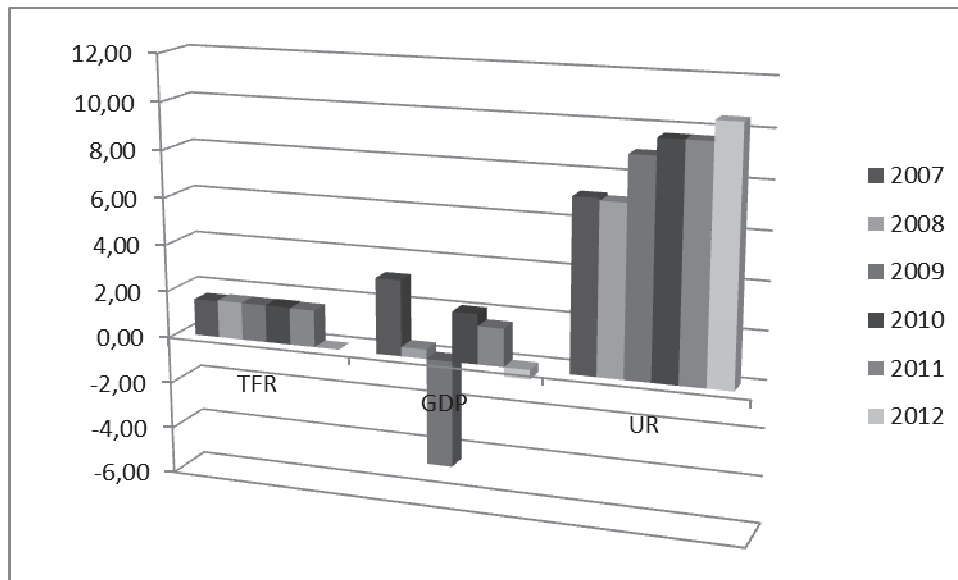
In the analysis were used the data illustrating the decrease in economic trend triggered by the global financial crisis, such as gross domestic product (GDP) and unemployment rate as well as total fertility rate². The essence of the changes in the fertility rate analysis within the deteriorating economic conditions is the observation of the societies' tendencies for making the strain in aid of the replacement of generations. The EU in the years 2007-2012 and in

¹ <http://www.prognostic.pl/-/wspolczynnik-dzietnosci-na-swiecie> (from 22.09.2013)

² The data used were obtained from Eurostat sites and they were counted according to the methodology of Eurostat comparable for all countries.

detail nine countries of European Union belonging to developed, developing and especially affected by the financial crisis countries were covered in this analysis.

Figure 1. GDP at market prices, TFR, Unemployment rate in 27 EU countries



Source: Own work based on: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>.

Total fertility rate for 27 countries of the European Union in the years 2007-2012 was places within the range of 1,56 and 1,6. The level of this rate does not oscillate much in the analysed period. Its lowest value 1,56 was recorded in the year 2007, when the signals of economic contraction started to be observed. In the following analysis the year 2009 should be taken into consideration – we observe a significant decrease of GDP for the whole EU to the value of -4,5% and a drastic increase of unemployment to the level of 9%. After that the level of TFR was lowered to the level of 1,59. In the year 2011, when we observed the so called second wave of , the rates of economic trend decreased GDP to the level of 1,6, whereas the unemployment rate increased to the level of 9,7. With these deteriorating economic conditions TFR went down to the level of 1,57. The general analysis indicates that together with the decrease of economic trend in EU the tendency to bear children drops.

Similar observations for a greater scale can be found in references. In the reports of the Max Planck Institute of Demographic Research in Rostock we can read that the higher the growth of unemployment rate the greater is the decrease of fertility rate in comparison to the period before the crisis.

The economic crisis which started in the year 2008 hindered the population growth rate in Europe. The crisis struck Europe when the fertility rate in many countries finally began to go up. In case of some countries, the economic problems lowered the number of births, in other – only stopped the number of births. The researchers from the Institute also proved that the effects of economical changes on fertility are pro-cyclical, which means that in favourable economic conditions the increase of fertility occurs and in deteriorating it decreases [4].

Table 1. Gross domestic product at market prices, GDP, %

GEO/TIME	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Czech Republic	5,7	3,1	-4,5	2,5	1,8	-1,2
Germany	3,3	1,1	-5,1	4,0	3,3	0,7
Greece	3,5	-0,2	-3,1	-4,9	-7,1	-6,4
Spain	3,5	0,9	-3,7	-0,3	0,4	-1,4
Italy	1,7	-1,2	-5,5	1,7	0,4	-2,4
Poland	6,8	5,1	1,6	3,9	4,5	1,9
Portugal	2,4	0,0	-2,9	1,9	-1,6	-3,2
Slovakia	10,5	5,8	-4,9	4,4	3,2	2,0
United Kingdom	3,4	-0,8	-5,2	1,7	1,1	0,2

Source: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>.

Gross Domestic Product in the analysed period among nine countries of EU dropped the most in the year 2009. In Greece the tendency of high decreases was held during the whole analysed period. Next to Italy, Spain and Portugal it was the country the most affected by the crisis. In other countries after the period of economic weakening and yearly recession the economies came back to the path of economic growth.

Table 2. Unemployment rate by sex and age groups - annual average, %

GEO/TIME	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Czech Republic	5,3	4,4	6,7	7,3	6,7	7,0
Germany	8,7	7,5	7,8	7,1	5,9	5,5
Greece	8,3	7,7	9,5	12,6	17,7	24,3
Spain	8,3	11,3	18,0	20,1	21,7	25,0
Italy	6,1	6,7	7,8	8,4	8,4	10,7
Poland	9,6	7,1	8,1	9,7	9,7	10,1
Portugal	8,9	8,5	10,6	12,0	12,9	15,9
Slovakia	11,2	9,6	12,1	14,5	13,7	14,0
United Kingdom	5,3	5,6	7,6	7,8	8,0	7,9

Source: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>.

Together with the drop of GDP in all analysed countries, the unemployment rate increased. The highest growth was recorded in Spain, Greece and Portugal. In the analysed period in Germany after the period of contraction, the economic revival caused lowering of the number of the unemployed. The unemployment rate went down there from 7,8 in the year 2009 to 5,5 in 2012.

Table 3. Total Fertility Indicators TFR

GEO/TIME	2007	2008	2009	2010	2011
Czech Republic	1,44	1,50	1,49	1,49	1,43
Germany	1,37	1,38	1,36	1,39	1,36
Greece	1,41	1,51	1,52	1,51	1,42
Spain	1,39	1,46	1,39	1,38	1,36
Italy	1,37	1,42	1,41	1,41	1,40
Poland	1,31	1,39	1,40	1,38	1,30
Portugal	1,33	1,37	1,32	1,36	1,35
Slovakia	1,25	1,32	1,41	1,40	1,45
United Kingdom	1,90	1,96	1,94	1,98	1,96

Source: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>.

The lowest TFR in the analysed countries were in the year 2007. In Slovakia in 2007 TFR equalled 1,25. It was the lowest from all the analysed countries. The rate gradually improved but it did not reach the level of the average in Europe, which in the year 2011 was 1,57. The highest rates in the analysed periods were in Great Britain – from 1,90 in the year 2007 to 1,96 in the year 2011. Probably it was connected to an appropriate pro-family politics as well as a significant flow of young migrants from Eastern Europe and Portugal, who having a greater stabilization and financial perspectives were more eager bear children than in their mother countries. The greatest drop of TFR is observed in Spain. The rate decreased from 1,46 in 2008 to 1,36 in 2011. It lines up with the drastic increase of unemployment in this country especially among the young.

Summary

The influence of economy on total fertility rate may be a matter of controversy and it can be difficult to estimate unequivocally. The decrease in the number of child births since 2008 and certain correlations among macroeconomic rates and total fertility rate can confirm a common, quite logical assumption: when the economic situation negatively influences the financial situation of certain citizens, they put the decision about starting the family to a later time or they do not undertake the strain of raising offsprings. The results of the analyses of chosen EU countries and the review of literature, where the importance of correlations among the macroeconomic indicators illustrating the economic trend were examined, unequivocally point out their connection with the decrease or increase of fertility.

As it results from the analyses of the European Commission, the Commission also notices the negative effects of crisis on the fertility rate. Since 2009 the rate has ceased growing and stabilized at the level right below 1,6 child per woman in EU-27. The average age of women giving birth to children constantly increases and has already gone beyond the age of 30. Simultaneously, the average length of life is constantly growing and now is 77,4 for men and 83,1 for women. Migration from outside the EU has decreased in comparison to its highest value from 2007 but even in 2011 EU-27 observed the net growth of 0,5 million, which equals one immigrant from outside the EU per 1000 EU³.

³ europa.eu/rapid/press-release_IP-13-282_pl.htm (from 22.09.2013)

Due to these facts, there is a pressing necessity to counteract the demographic effects of economic crises by means of an appropriate protective pro-family politics in each EU country. It also is a long-term challenge for the EU work markets, connected to the decrease and ageing of workforce.

Bibliography

- [1] Wawrzuniak B., red., 1985, *Zarządzanie w kryzysie. Koncepcje, badania, propozycje*, PWE, Warszawa
- [2] Włodarczyk B., 2012 *Polski rynek kredytów w okresie światowego kryzysu finansowego*, CeDeWu, Warszawa.
- [3] Puczkowski B. *Interwencjonizm Unii Europejskiej a problem dywergencji gospodarek państwowych*, Zarządzanie i Finanse, Journal of Management and Finance, WZ UG, 2012, vol. 10, nr 4, część 2, s. 207-219.
- [4] Örsal Deniz Dilan Karaman, Goldstein Joshua R., 2010, *The Increasing Importance of Economic Conditions on Fertility*, MPIDR WORKING PAPER WP 2010-014 FEBRUARY.
<http://www.epp.eurostat.ec.eu/population/data>
<http://www.prognostic.pl/-/wspolczynnik-dzielnosci-na-swiecie>
http://www.europa.eu/rapid/press-release_IP-13-282_pl.htm

Author's address:

Bogdan Włodarczyk, PhD
UWM w Olsztynie
Wydział Nauk Ekonomicznych
Ul. Oczapowskiego 4
10-720 Olsztyn
bogdan.wlodarczyk@uwm.edu.pl

Index relatívnej materiálnej deprivácie Relative Material Deprivation Index

Tomáš Želinský

Abstract: The aim of paper is to propose weighted indices of relative material deprivation based on relative frequency of items in the society and based on perception of items' importance. According to the results in case of persons above the poverty line median values of both indices decrease over time, but in case of persons under the poverty line median values stagnate or even rise. These partial results suggest the importance of using multidimensional approach to poverty analyses.

Abstrakt: Cieľom príspevku je navrhnúť vážený index relatívnej materiálnej deprivácie založený na relatívnom výskyte jednotlivých položiek v spoločnosti a na vnímaní dôležitosti príslušných položiek. Podľa výsledkov u osôb nad hranicou chudoby dochádzalo v čase k poklesu mediánu oboch indexov, u osôb pod hranicou chudoby dochádzalo v prípade indexu založeného na výskyte položiek k rastu a v prípade indexu založeného na vnímaní dôležitosti položiek k stagnácii. Aj tieto čiastkové výsledky tak poukazujú na dôležitosť používania multidimenzionálneho pohľadu k analýze chudoby.

Key words: Relative material deprivation, poverty, index, EU SILC, Slovakia.

Kľúčové slová: Relatívna materiálna deprivácia, chudoba, index, EU SILC, Slovensko.

JEL classification: I31, I32.

Úvod

Relatívnu materiálnu depriváciu možno charakterizovať ako relatívny prístup k hodnoteniu individuálneho blahobytu založený na porovnávaní situácie jednotlivca (domácností) so situáciou ostatných jednotlivcov (domácností) žijúcich v podobných podmienkach.

Väčšina autorov sa pri definovaní materiálnej deprivácie zhoduje v tom, že materiálne deprivované osoby sú z dôvodu nedostatočných zdrojov vylúčené z minimálne akceptovateľného spôsobu života (a spotrebných zvyklostí) spoločnosti, v ktorej žijú [2], resp. spoločnosťou vnímané nevyhnutné potreby sú u týchto osôb uspokojované nedostatočne [1].

Koncept tohto typu porovnávania založeného na vyjadrení postavenia jednotlivca vzhľadom na definovanie všeobecného štandardu predstavil Merton [8] a samotný pojem „relatívna deprivácia“ prvýkrát použili Stouffer et al. [10]. Stouffer et al. študovali postoje amerických vojakov vo vzťahu k ich problémom v inštitucionalizovanom vojenskom živote počas druhej svetovej vojny.

Za základné dielo v oblasti relatívnej materiálnej deprivácie býva považovaná publikácia *Chudoba v Spojenom kráľovstve* od P. Townsenda [11]. Podľa Townsenda môže byť chudoba objektívne definovaná jedine v podmienkach relatívnej deprivácie.

V rámci hodnotenia materiálnej deprivácie v Európskej únii v rámci stratégie EU 2020 sa používa ukazovateľ „miera silnej materiálnej deprivácie“ a je definovaná ako podiel populácie, ktorá čelí nútenému nedostatku v aspoň 4 z 9 položiek (schopnosť uhrádzať nedoplatky, schopnosť finančne si dovoliť udržiavať doma primerané teplo, schopnosť dovoliť si ísť raz za rok na jeden týždeň dovolenky mimo domu, schopnosť dovoliť si jesť jedlo s mäsom, kuraťom, rybou alebo vegetariánskym ekvivalentom každý druhý deň, schopnosť čeliť neočakávaným výdavkom, neschopnosť dovoliť si telefón, farebný televízor, práčku, automobil).

Takto definovaný indikátor vypovedajúci o materiálnej deprivácii v spoločnosti spĺňa „požiadavku relatívnosti“ len čiastočne, nakoľko ignoruje dôležitosť jednotlivých položiek v spoločnosti. Napríklad ak 90 % domácností je vybavených práčkou a len 25 % domácností

si môže dovoliť stráviť každý rok týždeň dovolenky mimo domu, na účely sledovania relatívnej materiálnej deprivácie by nedobrovoľné nevlastnenie práčky malo mať vyššiu relatívnu váhu ako neschopnosť dovoliť si týždeň dovolenky. V uvedenej spoločnosti totiž možno práčku považovať za bežný štandard, pričom dovolenku možno považovať skôr za nadštandard.

Pred prijatím stratégie EU 2020 bola za hlavný ukazovateľ materiálnej deprivácie považovaná miera materiálnej deprivácie definovaná ako podiel populácie čeliacej nútenému nedostatku v aspoň troch z deviatich položiek uvedených vyššie [5]. Týmto (pravdepodobne politickým) rozhodnutím sa dosiahlo zníženie podielu materiálne deprivovaných osôb približne na polovicu (označovaných ako silne materiálne deprivovaných). Samotný výbor pre sociálnu ochranu EU, ktorý túto zmenu navrhol, v správe [9] pre stálych predstaviteľov členských krajín pri Európskej únii uvádza, že použitím nového ukazovateľa dôjde k zníženiu hodnoty ukazovateľa deprivácie zo 17 % na 8,3 % (podľa údajov EU SILC 2008) a variabilita hodnôt medzi krajinami sa zníži z 3,5 % – 51 % na 1 % – 33 %. Zmenou metodiky sa teda dosiahlo výrazné zníženie oficiálne vykázané miery (silnej) materiálnej deprivácie v krajinách Európskej únie.

Cieľom príspevku je navrhnúť index relatívnej materiálnej deprivácie zohľadňujúci význam jednotlivých položiek a zhodnotiť jeho vývoj na Slovensku v čase.

1. Metodika

Pri tvorbe agregovaného indexu relatívnej materiálnej deprivácie budú relatívne váhy položiek založené na:

1. relatívnom výskyte príslušnej položky v populácii (výskyt položiek v populácii sa v čase mení a cieľom je zhodnotiť aktuálnu relatívnu pozíciu osôb, základom pre tvorbu váh bude vždy aktuálny stav, a teda váhy sa môžu v čase meniť),
2. vnímaní nevyhnutnosti jednotlivých položiek členmi spoločnosti (vnímanie nevyhnutnosti položiek je založené na výsledkoch výberového zisťovania Eurobarometer [4], v ktorom mali respondenti uviesť, do akej miery vnímajú jednotlivé položky za nevyhnutné. Keďže uvedené zisťovanie sa neuskutočňuje pravidelne, v každom období použijeme váhy založené na citovanom prieskume.).

Agregovaný index relatívnej materiálnej deprivácie pre i -tú osobu je počítaný ako:

$$RMD_i = \sum_{j=1}^9 p_j d_{ij} \quad (1)$$

kde

p_j je relatívna váha j -tej položky, $j = 1, 2, \dots, 9$,

d_{ij} je odpoveď i -tej osoby, pričom $d_{ij} = 1$, ak i -tá osoba žije v domácnosti, ktorá si položku j nemôže dovoliť, inak $d_{ij} = 0$.

Ako bolo uvedené, k stanoveniu relatívnych váh p_j budeme pristupovať dvoma spôsobmi: na základe relatívneho výskytu položiek (p_j^f) v spoločnosti (prístup inšpirovaný [3]) a na základe vnímania dôležitosti (p_j^d) položiek (prístup inšpirovaný [7]).

Relatívny výskyt j -tej položky je daný:

$$f_j = \frac{\sum_{\forall i: m_{ij}=1} w_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad (2)$$

kde

w_i je osobná prierezová váha osoby i ,

d_{ij} je odpoveď i -tej osoby, pričom $d_{ij} = 1$, ak i -tá osoba žije v domácnosti, ktorá si položku j nemôže dovoliť, inak $d_{ij} = 0$.

$\sum_{\forall i: m_{ij}=1} w_i$ je súčet osobných prierezových váh osôb žijúcich v domácnostiach vlastniacich

položku j (resp. nie sú deprivované vzhľadom na položky 1. – 5),

n je počet osôb vo výberovom súbore.

S cieľom zabezpečiť jednotkový súčet relatívnych váh položiek, relatívna váha j -tej položky založená na jej výskyte v spoločnosti je určená:

$$p_j^f = \frac{f_j}{\sum_{k=1}^9 f_k} \quad (3)$$

kde

f_j je relatívny výskyt j -tej položky,

f_k je relatívny výskyt k -tej položky, $j = 1, 2, \dots, 9$.

Relatívna váha j -tej položky založená na vnímaní jej dôležitosti je určená:

$$p_j^f = \frac{\text{Imp}_j}{\sum_{k=1}^9 \text{Imp}_k} \quad (4)$$

kde

Imp_j je relatívna dôležitosť j -tej položky vyjadrená podielom populácie považujúcou túto položku za absolútne nevyhnutnú,

Imp_k je relatívna dôležitosť k -tej položky vyjadrená podielom populácie považujúcou túto položku za absolútne nevyhnutnú, $k = 1, 2, \dots, 9$.

Aggregovaný index relatívnej materiálnej deprivácie s váhami založenými na výskyte položiek v spoločnosti budeme označovať aj ako RMD^f a s váhami založenými na vnímaní dôležitosti položiek ako RMD^d . Je zrejmé, že $RMD^f \in [0;1]$ a rovnako $RMD^d \in [0;1]$. Vzhľadom na konštrukciu indexov možno ich hodnoty interpretovať ako stupeň deprivácie

domácností, resp. na koľko percent možno vybranú domácnosť považovať za relatívne materiálne deprivovanú.¹

Analýzy v práci sú založené na mikroúdajoch zisťovaní EU SILC 2005 – 2011.

2. Výsledky a diskusia

Podiel silne materiálne deprivovaných osôb v Európskej únii klesol medzi rokmi 2005 – 2011 z úrovne 22,1 % na 10,6 % (použitím pôvodnej definície by šlo o pokles zo 42,6 % na 22 %).

Kým podiel silne materiálne deprivovaných osôb (Tab. 6 – 13) nad hranicou chudoby klesol počas analyzovaného obdobia výrazným tempom (19,6 % v roku 2005 a 7,1 % v roku 2011), v prípade osôb pod hranicou monetárnej chudoby k výrazným zmenám nedochádza, miera silnej materiálnej deprivácie sa udržiava okolo úrovne 38 %.

Tab. 1: Podiel deprivovaných pod/nad hranicou chudoby

	Rok	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Pod	2005	21,2	18,9	70,7	53,8	71,6	7,7	2,8	3,3	38,4	38,1
	2006	23,0	19,2	81,4	59,5	71,6	7,2	3,0	3,6	46,8	42,5
	2007	23,0	14,6	84,2	62,2	75,7	5,7	2,8	3,9	47,8	43,5
	2008	12,5	13,8	80,5	54,6	67,2	5,6	0,9	3,7	37,6	32,7
	2009	27,2	12,1	83,5	52,1	68,3	5,2	1,2	2,7	37,4	36,4
	2010	25,6	15,6	82,1	50,7	71,7	5,4	1,1	4,7	39,3	38,5
	2011	25,3	10,4	76,9	52,0	66,2	2,3	1,0	2,2	32,6	34,1
Nad	2005	10,0	12,8	57,4	39,4	56,3	1,3	0,6	0,8	26,9	19,6
	2006	8,4	8,4	54,4	33,9	46,1	1,4	0,5	0,6	25,0	15,0
	2007	5,8	3,4	50,4	28,5	39,4	1,0	0,4	0,4	21,1	10,2
	2008	4,4	5,0	54,3	26,1	35,0	0,9	0,3	0,4	18,4	9,2
	2009	11,7	2,6	49,8	20,3	32,1	0,5	0,2	0,3	16,4	8,0
	2010	10,3	2,9	52,1	19,2	33,6	0,4	0,2	0,2	15,2	7,8
	2011	5,9	3,4	45,6	18,9	31,2	0,5	0,3	0,4	14,2	7,1
Spolu	2005	11,5	13,6	59,2	41,4	59,3	2,1	0,9	1,1	28,5	22,1
	2006	10,0	9,7	57,6	36,9	49,1	2,1	0,8	1,0	27,6	18,2
	2007	7,6	4,6	54,0	32,1	43,3	1,5	0,7	0,8	24,0	13,7
	2008	5,3	6,0	57,2	29,2	38,5	1,4	0,4	0,8	20,4	11,8
	2009	13,4	3,6	53,5	23,8	36,0	1,0	0,3	0,6	18,7	11,1
	2010	12,1	4,4	55,7	23,0	38,2	1,0	0,3	0,8	18,1	11,4
	2011	8,5	4,3	49,7	23,2	35,8	0,7	0,4	0,6	16,6	10,6

Zdroj: vlastné spracovanie podľa údajov EU SILC

Označenie stĺpcov: 1. schopnosť uhrádzať nedoplatky, 2. schopnosť finančne si dovoliť udržiavať doma primerané teplo, 3. schopnosť dovoliť si ísť raz za rok na jeden týždeň dovolenky mimo domu, 4. schopnosť dovoliť si jesť jedlo s mäsom, kuraťom, rybou alebo vegetariánskym ekvivalentom každý druhý deň, 5. schopnosť čeliť neočakávaným výdavkom, 6. neschopnosť dovoliť si telefón, 7. farebný televízor, 8. práčku, 9. automobil

Medzi položky s najväčšou mierou núteného nedostatku na Slovensku možno zaradiť: neschopnosť dovoliť si dovolenku, neschopnosť dovoliť si jedlo z mäsa (príp. vegetariánsky

¹ Napríklad ak vybraná osoba žije v domácnosti, ktorá si z deviatich položiek nemôže dovoliť len jednú, ktorej relatívna váha je 0,05, tvrdíme, že vzhľadom na dané podmienky v spoločnosti je táto osoba deprivovaná na 5 %.

ekvivalent) každý druhý deň a neschopnosť čeliť neočakávaným výdavkom. Za alarmujúce možno pokladať zistenie, že podiel ľudí pod hranicou chudoby, ktorí si nemôžu dovoliť jedlo z mäsa (vegetariánsky ekvivalent) výrazne neklesá a udržiava sa na úrovni nad 50 %. U osôb nad hranicou chudoby došlo k poklesu z 39,4 % v roku 2005 na 18,9 % v roku 2011.

Neschopnosť dovoliť si automobil (v podmienkach SR sa to v súčasnosti týka približne 14 % osôb nad hranicou chudoby a 33 % osôb pod hranicou chudoby) je často diskutovanou položkou [6]. Definícia EÚ predpokladá, že zvyšovanie podielu osôb žijúcich v domácnostiach, ktoré vlastnia osobný automobil, prispieva k zlepšovaniu životných podmienok. V súvislosti so zvyšovaním počtu osôb vlastniacich osobný automobil dochádza k zvyšovaniu emisií do ovzdušia a zároveň ku komplikáciám v doprave spôsobených dopravnými zápchami (ktoré sú v niektorých krajinách EÚ považované za vážny problém už v súčasnosti). Je tak otázne, či pri neriešení týchto vedľajších efektov možno skutočne hovoriť o zlepšovaní životných podmienok osôb.

V práci je navrhnutý jednoduchý index relatívnej materiálnej deprivácie zohľadňujúci váhu každej položky, a to s ohľadom na jej relatívny výskyt v spoločnosti (index RMD^f) a s ohľadom na vnímanie dôležitosti príslušnej položky členmi spoločnosti (index RMD^d).

V súvislosti s návrhom uvedeného indexu nebolo zároveň cieľom stanoviť hranicu relatívnej materiálnej deprivácie rozdeľujúcu osoby na deprivované a nedeprivované (nakoľko stanovenie takejto hranice je vždy arbitrárne). Cieľom je popísať vývoj relatívnej materiálnej deprivácie na Slovensku s ohľadom na jej multidimenzionálny charakter.

Tab. 2: Stredné hodnoty indexov deprivácie

Rok	RMD_{med}^f	RMD_{priem}^f	RMD_{med}^d	RMD_{priem}^d	RMD_{med}^{eq}	RMD_{priem}^{eq}
2005	15,1	17,2	16,8	20,1	22,2	24,1
2006	13,4	16,0	15,5	17,6	22,2	21,6
2007	9,5	14,0	11,6	14,7	11,1	18,7
2008	10,1	14,3	11,3	13,6	11,1	17,7
2009	8,6	13,0	11,3	13,6	11,1	16,8
2010	8,1	13,1	11,3	13,8	11,1	17,1
2011	7,7	12,7	5,3	12,4	11,1	15,5

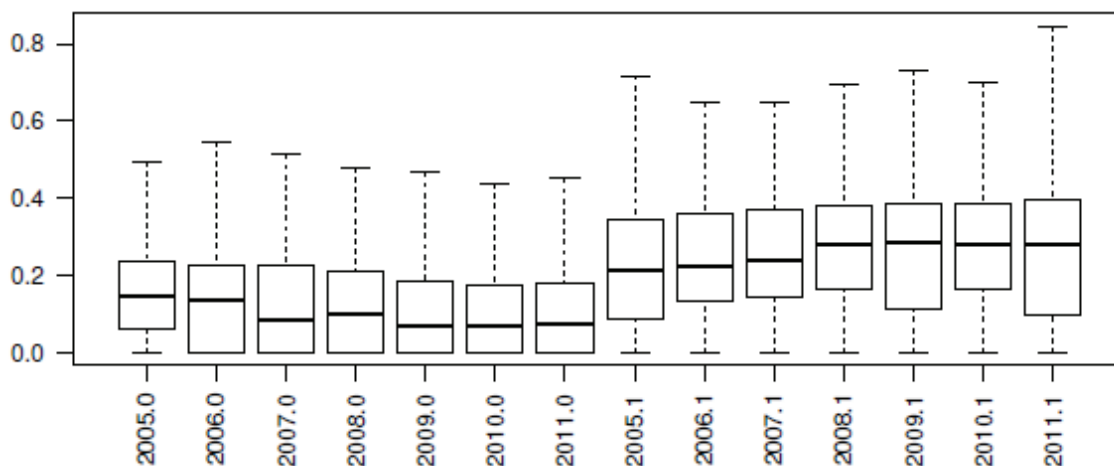
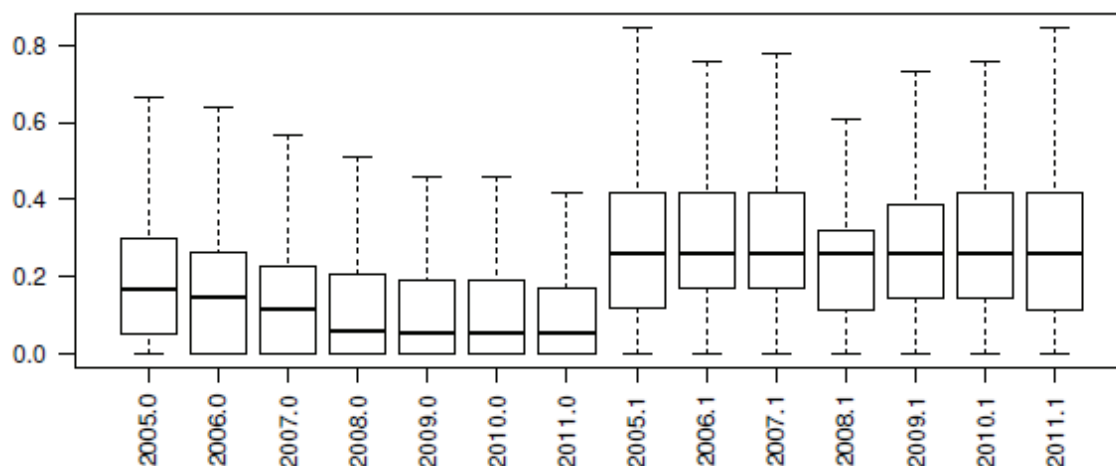
Zdroj: vlastné spracovanie podľa údajov EU SILC

V Tab. 2 sú uvedené mediány a aritmetické priemery odhadnutých indexov deprivácie. V tabuľke zámerne uvádzame mediány aj priemery, aby bolo zrejmé, že v čase dochádzalo k zväčšovaniu rozdielov v individuálnej hodnote indexov medzi osobami. Kým v roku 2005 vykazovali v prípade indexu RMD^f založeného na výskyte položiek v spoločnosti, medián aj priemer podobné hodnoty, do roku 2011 došlo k výrazným rozdielom. Vyššie priemery ako mediány naznačujú, že sa jedná o vpravo zošikmené rozdelenie, čo znamená, že v súbore sa nachádzajú osoby s vysokými individuálnymi hodnotami indexu deprivácie, resp. sú v porovnaní so "stredom" výraznejšie deprivované.

Výrazný pokles hodnoty indexu RMD^d (založeného na rovnakých váhach počas celého obdobia (daných dôležitosťou, ktorú príslušným položkám prisudzujú členovia spoločnosti) v roku 2011 bol spôsobený výrazným poklesom osôb deprivovaných vzhľadom na nedoplatky, ktoré mali najvyššiu relatívnu váhu (19 %).

V posledných dvoch stĺpcoch tabuľky (RMD^{eq}) sú uvedené stredné hodnoty indexu relatívnej materiálnej deprivácie použitím rovnakých váh pre všetky položky (teda prístup EÚ). Z pohľadu všetkých indexov je zrejmé, že v čase úroveň relatívnej materiálnej deprivácie na Slovensku klesá.

Po rozdelení pozorovaní na osoby pod hranicou chudoby a nad hranicou chudoby (Obr. 1) zisťujeme, že kým v prípade osôb nad hranicou chudoby sa hodnoty indexu držali na nízkej úrovni a v posledných troch obdobiach 75 % takých osôb nedosahovalo hodnotu individuálneho indexu vyššiu ako 0,2, u osôb pod hranicou chudoby sa hodnoty individuálnych indexov mierne zvyšovali a v roku 2011 u 50 % osôb sa hodnoty pohybovali v intervale 0,1 -- 0,4. Z rozdelení indexov je ďalej zrejmé, že polovica chudobných je deprivovaná na 30 a viac percent a v čase v súvislosti s rastom príjmov nedochádza k zlepšovaniu situácie.

a) RMD^f b) RMD^d

Obr. 1: Boxplot rozdelenia indexov deprivácie (0 = nad hranicou chudoby, 1 = pod hranicou chudoby)

Zdroj: vlastné spracovanie podľa údajov EU SILC

3. Záver

Cieľom príspevku bolo navrhnúť vážený index relatívnej materiálnej deprivácie založený na výskyte položiek v spoločnosti a na vnímaní dôležitosti položiek obyvateľmi SR (na základe výberového zisťovania). Výhodou indexu založeného na relatívnom výskyte položiek v spoločnosti je práve to, že reflektuje aktuálny stav vybavenia domácností položkami. Tým sa zreálnuje obraz relatívnej materiálnej deprivácie a zároveň dochádza k naplneniu relativity konceptu, ktorý je založený práve na relatívnej pozícii jednotlivcov vo vzťahu k tomu, čo je v spoločnosti bežné.

Z výsledkov vyplynulo zistenie, že kým u osôb nad hranicou chudoby dochádzalo v čase k poklesu mediánu oboch indexov, u osôb pod hranicou chudoby dochádzalo v prípade indexu založeného na výskyte položiek k rastu a v prípade indexu založeného na vnímaní dôležitosti položiek k stagnácii. Aj tieto čiastkové výsledky tak poukazujú na dôležitosť používania multidimenzionálneho pohľadu k analýze chudoby.

4. PodĎakovanie

Príspevok bol napísaný s podporou Vedeckej grantovej agentúry MŠ SR a SAV v rámci riešenia vedecko-výskumného projektu *VEGA 1/0127/11 Priestorová distribúcia chudoby v EÚ* a s podporou *Stipendia Husovy nadace a Nadácie UPJŠ*.

5. Literatúra

- [1]BRADSHAW, J. – FINCH, N.: Overlaps in Dimensions of Poverty. *Journal of Social Policy*, roč. 32, č.4, 2003, s. 513–525.
- [2]CALLAN, T. – NOLAN, B.: Concepts of Poverty and the Poverty Line. *Journal of Economic Surveys*, roč. 5, č. 3, 1991, s. 243–261.
- [3]DESAI, M. – SHAH, A.: An Econometric Approach to the Measurement of Poverty. *Oxford Economic Papers. New Series*, roč. 40, č. 3, 1988, s. 505–522.
- [4]EURÓPSKA KOMISIA: Eurobarometer: Poverty and Exclusion. Special Eurobarometer 279 / Wave 67.1 - TNS Opinions & Social, 2007.
- [5]GUIO, A.-C. – FUSCO, A. – MARLIER, E.: A European Union Approach to Material Deprivation using EU-SILC and Euro-barometer data. IRIS Working Paper 2009-19. Differdange, Luxembourg: CEPS/INSTEAD, 2009.
- [6]IVANČIKOVÁ, L'. A VLAČUHA, R.: Materiálna deprivácia obyvateľov Slovenska v mestách a na vidieku. *Forum Statisticum Slovacum*, roč. 7, č. 6, 2011, s. 74–78.
- [7]MACK, J. H. – LANSLEY, S.: *Poor Britain*. London: George Allen & Unwin, 1985.
- [8]MERTON, R. K.: Social Structure and Anomie. *American Sociological Review*, roč. 3, č. 5, 1938, s. 672–682.
- [9]SPC: Europe 2020 Strategy – SPC Contribution. Brusel: Rada EÚ, Výbor pre sociálnu ochranu, 2010.
- [10]STOUFFER, S. A. ET AL.: *The American Soldier: Adjustment during Army Life: Studies in Social Psychology in World War II, Vol. 1*. Oxford: Princeton University Press, 1949.
- [11]TOWNSEND, P.: *Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standards of Living*. Harmondsworth, UK: Penguin Books, 1979. (Reprinted 1983).

Adresa autora:

Tomáš Želinský, Ing. PhD.
Ekonomická fakulta, TU Košice
Němcovej 32, 040 01 Košice
tomas.zelinsky@tuke.sk

Možnosti aplikácie modelov viackriteriálneho rozhodovania v podnikovom benchmarkingu

Application possibilities of the multi-criteria decision-making models in the company's benchmark

Katarína Zvaríková, Jana Majerová

Abstract: Standard decision-making models assume that the decision-making person compares alternatives according to one criterion, but the praxis demonstrate that this is insufficient, because in many cases it is necessary to compare according various criterions simultaneously. These papers are focused on the application of multicriteria decision-making modelov in company's benchmark.

Abstrakt: Klasické modely rozhodovania predpokladajú, že rozhodovací subjekt porovnáva podľa jediného hodnotiaceho kritéria, čo sa v praxi ukazuje ako nepostačujúce, nakoľko vo väčšine prípadov je nevyhnutné rozhodovať sa podľa viacerých kritérií súčasne. Predkladaný článok sa zameriava na využitie práve modelov viackriteriálneho rozhodovania v podnikovom benchmarkingu.

Key words: multi-criteria decision-making models, Saatyho matrix, WSA, benchmark.

Kľúčové slová: modely viackriteriálneho rozhodovania, Saatyho matica, WSA, benchmarking.

JEL classification: C10, G30

Úvod

Téma benchmarkingu podnikov je v súčasnosti vysoko aktuálna, nakoľko mnoho manažerov porovnáva úspešnosť svojho podniku s ostatnými v danom odvetví. Výsledky takto uskutočnenej komparácie im následne pomáhajú pri zlepšovaní hospodárskych výsledkov podniku. V prípade, ak podnik dosahuje horšie výsledky ako ostatné podniky, je potrebné realizovať analýzu zameranú na detekovanie determinantov spôsobujúcich tieto negatíva a následne vykonať potrebné opatrenia. Najčastejšie sa úspešnosť, resp. neúspešnosť kvantifikuje pomocou ukazovateľov finančnej analýzy, avšak nedostatkom takejto komparácie podnikov je fakt, že výsledky majú často malú vypovedaciu hodnotu a implementácia vypočítaných údajov je vo veľkom množstve prípadov minimálna, nakoľko sa jednotlivé podniky vzájomne porovnávajú iba na základe jedného kritéria (v tomto prípade ukazovateľa), čo sa v praxi ukazuje často ako nepostačujúce.

Z vyššie uvedeného dôvodu je pre komparáciu podnikov omnoho vhodnejšie aplikovať niektorý z modelov viackriteriálneho rozhodovania, ktoré sú charakteristické agregáciou všetkých kritérií do jednej rozhodovacej úlohy a tým napomáhajú komplexnejšie riešiť problém vzájomnej komparácie podnikov. Výsledky týchto modelov potom majú pomerne vysokú vypovedaciu hodnotu. Z uvedeného dôvodu považujeme za vhodné poukázať na možnosť implementácie spomínaných metód aj do podnikovej praxe ako jednej z možností medzipodnikového benchmarku.

1. Metódy viackriteriálneho rozhodovania

Ako sme už spomenuli vyššie, finančná analýza predpokladá, že rozhodovateľ (príp. skupina rozhodovateľov) komparuje jednotlivé podniky z hľadiska jedného kritéria, čo je vo väčšine reálnych úloh nepostačujúce a je nevyhnutné, aby sa manažér pri rozhodovaní riadil na základe viacerých kritérií súčasne. Zahrnutie tejto skutočnosti do rozhodovacieho modelu potom prináša omnoho lepšie priblíženie sa k realite.

Teóriou metód a modelov rozhodovania sa zaoberá veľké množstvo zahraničných autorov, avšak v slovenskej odbornej literatúre je, podľa nášho názoru, táto problematika rozpracovaná pomerne nedostatočne.

Podľa Fialu môžeme viackriteriálne rozhodovacie modely definovať nasledovne: „Viackriteriálne rozhodovacie modely sú popísané množinou alternatív, množinou hodnotiacich kritérií a množstvom väzieb medzi kritériami a alternatívami. Rozhodovateľ zadáva základné informácie o alternatívach a kritériách, ktoré umožnia formulovať viackriteriálny model rozhodovania. Jeho súčasťou však musí byť možnosť vstupu dodatočnej informácie, ktorú rozhodovateľ nedokázal explicitne vyjadriť, a preto nie je zahrnutá v rozhodovacom modeli. Touto dodatočnou informáciou často býva informácia o subjektívnych preferenciách rozhodovateľa na množine kritérií“. (2003, s.12) Iný zdroj uvádza, že modely hodnotenia efektívnosti produkčných jednotiek musia brať do úvahy vždy pomerne širokú škálu faktorov, vstupov a výstupov, ktoré efektívnosť hodnotených podnikov ovplyvňujú. Ide teda o viackriteriálne rozhodovacie úlohy. Ak sú alternatívy určené ich konkrétnym vymenovaním alebo zoznamom, hovoríme o úlohách viackriteriálneho hodnotenia alternatív. (Fotr, 2006) A hoci sa metódy viackriteriálneho rozhodovania snažia čo najviac odstrániť subjektívny vplyv rozhodovateľa, považujeme za potrebné na tomto mieste podotknúť, že subjektívny vplyv je značný pri určovaní preferencií medzi jednotlivými kritériami.

Pri modeloch viackriteriálneho hodnotenia alternatív je množina alternatív popísaná explicitne zoznamom alternatív, ktoré sú vyjadrené ohodnotením podľa jednotlivých kritérií, čo vyjadruje obsah informácie. Cieľom aplikácie týchto modelov môže byť nájdenie množiny „dobrých“ alternatív, nájdenie alternatív, ktoré by podľa všetkých kritérií dosiahli čo najlepšieho hodnotenia, alebo usporiadanie všetkých alternatív. (Brožová, Houška, Šubrt, 2003)

Pri spomínaných modeloch však vyvstáva problém agregácie dielčích pohľadov podľa jednotlivých kritérií do globálneho pohľadu z hľadiska všetkých kritérií súčasne, čo býva, ako sme už podotkli vyššie, do veľkej miery subjektívnou záležitosťou, ktorá sa nezaobíde bez dodatočnej informácie o dôležitosti kritérií. (Fiala, 2003)

Z dôvodu rozsahu sa budeme v príspevku zaoberať iba WSA, ako jednej z pomerne jednoduchých metód viackriteriálneho rozhodovania.

2. Aplikácia modelu WSA v benchmarkingu podnikov

Pre lepšiu ilustráciu použitia viackriteriálneho hodnotenia sme si zvolili 12 dopravných podnikov, pre ktoré sme najskôr vypočítali vybrané finančné ukazovatele, na základe ktorých budú jednotlivé podniky vzájomne komparované. Z rôznych modelov sme vybrali už vyššie spomínanú metódu WSA, pričom pri výpočte budeme postupovať nasledovne:

1. *najskôr sa budú modelovať preferencie medzi jednotlivými kritériami* – t. j. akú majú jednotlivé kritéria medzi sebou dôležitosť (váhu) pre užívateľa, pričom aplikujeme Saatyho maticu.
2. *na základe zistených váh budú následne modelované preferencie medzi jednotlivými alternatívami z hľadiska kritérií a agregované pre vyjadrenie konečného poradia* - pomocou metódy WSA.

0. krok – zostavenie kriteriálnej matice

Viackriteriálne hodnotenie alternatív popisujeme tzv. kriteriálnou maticou (označovanou ako Y), z ktorej budeme pri hodnotení vychádzať. Táto matica predstavuje formalizovaný matematický model multikriteriálnej rozhodovacej situácie, pričom je daná jednotlivými kritériami $F = \{f_1, f_2, \dots, f_k\}$ - zodpovedajú stĺpcom (v našom prípade ukazovateľom

finančnej analýzy) a riadky sú vyjadrené posudzovanými alternatívami (v našom prípade jednotlivé dopravné podniky) $A = \{a_1, a_2, \dots, a_p\}$.

V rámci nami zostavenej kritériálnej matice Y sú jednotlivé podniky autobusovej dopravy označené ako alternatíva a_1 až a_{12} . Každý z týchto podnikov je posudzovaný na základe 12 kritérií označených ako $f_1 - f_{12}$, pričom v rámci týchto kritérií sú podniky posudzované na základe ukazovateľov finančnej analýzy zvolených na základe expertnej analýzy. Konkrétne ide o ukazovatele:

- f_1 – rentabilita vlastného imania ▪ f_5 – likvidita 2. stupňa f_9 – úrokové krytie
- f_2 – rentabilita tržieb ▪ f_6 – likvidita 3. stupňa f_{10} – čistý pracovný kapitál
- f_3 – EBIT/tržby ▪ f_7 – rentabilita aktív f_{11} – doba splat. pohľadávok
- f_4 – likvidita 1. stupňa ▪ f_8 – celková zadlženosť f_{12} – obrat stálych aktív

Pre náš modelový príklad má kritériálna matica nasledovný tvar:

	max.	max.	max.	max.	max.	max.	max.	min.	max.	max.	min.	min.
	f_1	f_2	f_3	f_4	f_5	f_6	f_7	f_8	f_9	f_{10}	f_{11}	f_{12}
a_1	5,9887	13,5271	14,4586	0,3679	0,8285	1,0894	3,6766	62,8870	15,5214	2117	99,7445	0,3382
a_2	1,5119	1,3548	2,6965	0,2991	0,6888	0,8709	1,1946	20,9875	4,6804	-10882	28,5754	1,0744
a_3	2,8459	8,1195	9,6326	0,0890	0,5470	0,6626	1,8950	50,1779	7,1623	-37837	133,2925	0,2698
a_4	0,0370	0,0176	0,4356	0,0928	0,3635	0,5433	0,0236	56,5278	1,8941	-41928	20,1715	1,5972
a_5	3,0116	1,5393	2,9170	0,5143	0,6800	0,8427	2,3371	22,3952	5,0690	-7885	7,58090	1,8286
a_6	1,2231	0,8136	2,7961	0,2327	0,5215	0,7593	0,9259	32,1055	1,7406	-12562	15,0712	1,3048
a_7	0,4157	0,2951	1,1297	0,3389	0,6375	1,0505	0,3175	30,9465	5,9129	1721	17,4187	1,3226
a_8	0,4553	0,2146	0,4720	0,1036	0,5181	0,5973	0,2496	75,2403	1,9426	-28715	47,8746	1,5104
a_9	0,3907	0,2888	1,9736	0,2863	0,5158	0,7092	0,2886	35,3651	1,2099	-20885	17,3810	1,1824
a_{10}	0,1513	0,0865	0,7833	0,4033	0,8039	0,9402	0,1071	41,3164	1,5825	-2555	24,9355	1,5545
a_{11}	0,4783	0,2491	0,9765	0,4307	0,9561	1,2029	0,3356	42,5095	2,7728	9915	25,4141	1,7328
a_{12}	0,1287	0,0585	0,5476	0,4742	0,8248	1,0157	0,0903	42,9746	3,5942	549	16,2148	1,9319

Ďalším krokom pri aplikácii viackritériálneho rozhodovania je pretransformovanie kritériálnej matice na prerobenú kritériálnu maticu Y' , nakoľko pri týchto modeloch sa vychádza z predpokladu, že všetky kritéria sú maximalizačného charakteru. Pri kritériách, ktoré túto požiadavku nespĺňajú, je preto potrebné pretransformovať ich na maximalizačné kritériá. Pri jej zostavovaní postupujeme tak, že všetky hodnoty maximalizačných kritérií opíšeme (v našom prípade sú to kritériá $f_1, f_2, f_3, f_4, f_5, f_6, f_7, f_9, f_{10}$) a tie, ktoré boli minimálneho charakteru pretransformujeme (v našom prípade sú to kritériá f_8, f_{11} a f_{12}), pričom za každé kritérium nájdeme alternatívu s maximálnou hodnotou a od tejto hodnoty odčítame všetky ostatné riadok po riadku. Napr. kritérium f_8 má najvyššiu hodnotu pri alternatíve $a_8 = 75,2403$, čiže pri alternatíve a_1 dostaneme $75,2403 - 62,8870 = 12,3533$. Ďalší problém nastáva pri kritériu f_{10} , ktoré je síce maximalizačného charakteru, ale niektoré podniky dosahujú pri danom kritériu záporné hodnoty. Z uvedeného dôvodu je potrebné aj toto kritérium pretransformovať a to tak, že nájdeme alternatívu pri ktorej dané kritérium dosahuje najvyššiu zápornú hodnotu, v našom prípade je to pri alternatíve a_4 , pričom túto hodnotu berieme v absolútnom vyjadrení a následne pripočítame hodnotu v danom riadku, t. j. v prípade kritéria f_{10} pri alternatíve a_4 vypočítame transformovanú hodnotu nasledovne: $| -41\,928 | + (-41\,928) = 0$

Pri ďalších alternatívach a kritériách postupujeme analogicky a teda dostávame upravenú kritériálnu maticu Y' , ktorá má nasledujúci tvar:

	max. f_1	max. f_2	max. f_3	max. f_4	max. f_5	max. f_6	max. f_7	max. f_8	max. f_9	max. f_{10}	max. f_{11}	max. f_{12}
a_1	5,9887	13,5271	14,4586	0,3679	0,8285	1,0894	3,6766	12,3533	15,5214	44045	33,5480	1,5937
a_2	1,5119	1,3548	2,6965	0,2991	0,6888	0,8709	1,1946	54,2528	4,6804	31046	104,7171	0,8575
a_3	2,8459	8,1195	9,6326	0,0890	0,5470	0,6626	1,8950	25,0624	7,1623	4091	0	1,6621
a_4	0,0370	0,0176	0,4356	0,0928	0,3635	0,5433	0,0236	18,7125	1,8941	0	113,121	0,3347
a_5	3,0116	1,5393	2,9170	0,5143	0,6800	0,8427	2,3371	52,8451	5,0690	34043	125,7116	0,1033
a_6	1,2231	0,8136	2,7961	0,2327	0,5215	0,7593	0,9259	43,1348	1,7406	29366	118,2213	0,6271
a_7	0,4157	0,2951	1,1297	0,3389	0,6375	1,0505	0,3175	44,2938	5,9129	43649	115,8738	0,6093
a_8	0,4553	0,2146	0,4720	0,1036	0,5181	0,5973	0,2496	0	1,9426	13213	85,4179	0,4215
a_9	0,3907	0,2888	1,9736	0,2863	0,5158	0,7092	0,2886	39,8752	1,2099	21043	115,9115	0,7495
a_{10}	0,1513	0,0865	0,7833	0,4033	0,8039	0,9402	0,1071	33,9239	1,5825	39373	108,357	0,3774
a_{11}	0,4783	0,2491	0,9765	0,4307	0,9561	1,2029	0,3356	32,7308	2,7728	51843	107,8784	0,1991
a_{12}	0,1287	0,0585	0,5476	0,4742	0,8248	1,0157	0,0903	32,2657	3,5942	42477	117,0777	0

$$Y' = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \\ a_5 \\ a_6 \\ a_7 \\ a_8 \\ a_9 \\ a_{10} \\ a_{11} \\ a_{12} \end{bmatrix}$$

$$H_j (5,9887 \ 13,5271 \ 14,4586 \ 0,5143 \ 0,9561 \ 1,2029 \ 3,6766 \ 54,2528 \ 15,5214 \ 51843 \ 125,7116 \ 1,6621)$$

$$D_j (0,0370 \ 0,01760 \ 0,43560 \ 0,0890 \ 0,3635 \ 0,5433 \ 0,0236 \ 0 \ 1,20990 \ 0 \ 0 \ 0)$$

Pre potreby modelu WSA taktiež potrebujeme poznať ideálnu – najlepšiu alternatívu H_j (stĺpcové maximá) a bazálnu – najhoršiu alternatívu D_j (stĺpcové minimá), ktoré sme taktiež uviedli v matici Y' .

1. krok - modelovanie preferencií medzi jednotlivými kritériami

Pre modelovanie preferencií medzi jednotlivými kritériami môžeme použiť jeden z troch prístupov – aspiračnú úroveň, ordinálnu informáciu a váhy. Zohľadňujúc špecifiká jednotlivých prístupov, rozhodli sme sa použiť metódu váh, kedy pomocou vektora váh môžeme vyjadriť relatívnu dôležitosť jednotlivých kritérií, pričom platí, že čím je dôležitosť daného kritéria vyššia, tým je vyššia aj jeho váha. Aj v tomto prípade k určeniu váh môžeme použiť viaceré metódy, pričom bola spomedzi nich vybraná metóda párového porovnávania kritérií pomocou tzv. Saatyho matice. Pri vytváraní párových porovnaní sa najčastejšie používa nasledujúca stupnica: 1 (rovnocenné kritériá i a j), 3 (kritérium i je slabo preferované), 5 (kritérium i je silno preferované), 7 (kritérium i je veľmi silno preferované), 9 (kritérium i je absolútne preferované), pričom párne čísla, t. j. 2, 4, 6, 8 vyjadrujú medzistupne. Pre prvky Saatyho matice platí:

$$\begin{aligned} s_{ii} &= 1 & i &= 1, 2, \dots, k \\ s_{ji} &= \frac{1}{s_{ij}} & i, j &= 1, 2, \dots, k \end{aligned} \quad (1)$$

Saaty navrhol pre odhad váh použiť vlastný vektor, pričom riešením je normalizovaný geometrický priemer matice S .

$$v_i = \frac{\left[\prod_{j=1}^k s_{ij} \right]^{1/k}}{\sum_{i=1}^k \left[\prod_{j=1}^k s_{ij} \right]^{1/k}} \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (2)$$

Kde: v_i – váha i -tého kritéria

k – počet kritérií na základe ktorých sa posudzujú jednotlivé alternatívy

Pre Saatyho maticu je charakteristické to, že je symetrická (t. j. počet riadkov je rovnaký ako počet stĺpcov, a to z dôvodu, že sa porovnávajú vzájomne všetky kritériá z matice). Na diagonále sú jednotky, nakoľko sa porovnávajú rovnaké kritériá, sú teda rovnocenné. Nad diagonálou sa nachádzajú hodnoty stupnice uvedenej vyššie, ktoré však závisia od subjektívneho pohľadu riešiteľa rozhodovacej situácie. V našom prípade má Saatyho matica nasledujúci tvar:

	f_1	f_2	f_3	f_4	f_5	f_6	f_7	f_8	f_9	f_{10}	f_{11}	f_{12}	S_i	R_i	v_i
f_1	1	2	1	3	3	4	3	3	3	2	1	5	19440	2,27715	0,16208
f_2	1/2	1	1	2	2	3	4	4	4	2	1	4	3072	1,95262	0,13898
f_3	1	1	1	2	2	3	4	4	4	3	2	5	23040	2,30962	0,16439
f_4	1/3	1/2	1/2	1	2	2	3	3	3	1	1	3	40,5	1,31607	0,09367
f_5	1/3	1/2	1/2	1/2	1	2	3	3	3	1	1	5	11,25	1,22348	0,08708
f_6	1/4	1/3	1/3	1/2	1/2	1	2	2	2	1	1	4	0,22222	0,88220	0,06279
f_7	1/3	1/4	1/4	1/3	1/3	1/2	1	1	1	1	1	3	0,00347	0,62381	0,04440
f_8	1/3	1/4	1/4	1/3	1/3	1/2	1	1	1	1	2	3	0,00694	0,66090	0,04704
f_9	1/3	1/4	1/4	1/3	1/3	1/2	1	1	1	1	1	4	0,00463	0,63894	0,04548
f_{10}	1/2	1/2	1/3	1	1	1	1	1	1	1	2	3	0,5	0,94387	0,06718
f_{11}	1	1	1/2	1	1	1	1	1/2	1	1/2	1	3	0,375	0,92152	0,06559
f_{12}	1/5	1/4	1/5	1/3	1/5	1/4	1/3	1/3	1/4	1/3	1/3	1	5,1E-07	0,29919	0,02130
													14,04936	1	

Zo Saatyho matice následne pomocou vzorca (2) vypočítame jednotlivé váhy. Ako môžeme vidieť, najdôležitejším kritériom je f_3 a najmenej dôležitým je kritérium f_{12} .

2. krok - modelovanie preferencií medzi jednotlivými alternatívami z hľadiska kritérií a agregovanie pre vyjadrenie konečného poradia

Vstupnými informáciami pre tento krok sú zistené váhy a upravená kritériálna matica Y' . Pre potreby príspevku sme spomedzi rôznych metód vybrali už vyššie spomínanú metódu váženého súčtu (Weighted Sum approach) – WSA, ktorá sa používa zjednodušenie, pričom predpokladá iba lineárnu funkciu úžitku. Táto metóda predstavuje špeciálny prípad metódy funkcie úžitku a výpočty sa dajú dobre zvládnuť aj bez použitia výpočtovej techniky, t. j. ručne.

Metóda vychádza z normalizovanej kritériálnej matice $R = (r_{ij})$, ktorej prvky získame z upravenej kritériálnej matice $Y' = (y_{ij})$ pomocou transformačného vzorca:

$$r_{ij} = \frac{y_{ij} - D_{ij}}{H_{ij} - D_{ij}} \quad (3)$$

Normalizovaná kritériálna matica R má potom tvar:

	max.	max.	max.	max.	max.	max.	max.	max.	max.	max.	max.	max.
	f_1	f_2	f_3	f_4	f_5	f_6	f_7	f_8	f_9	f_{10}	f_{11}	f_{12}
a_1	1,00000	1,00000	1,00000	0,65588	0,78469	0,82797	1,00000	0,22770	1,00000	0,84958	0,26687	0,95886
a_2	0,24781	0,09898	0,16122	0,49400	0,54900	0,49663	0,32056	1,00000	0,24250	0,59885	0,83299	0,51591
a_3	0,47195	0,59972	0,65585	0,00000	0,30965	0,18087	0,51230	0,46196	0,41592	0,07891	0,00000	1,00000
a_4	0,00000	0,00000	0,00000	0,00893	0,00000	0,00000	0,00000	0,34491	0,04781	0,00000	0,89985	0,20137
a_5	0,49979	0,11264	0,17695	1,00000	0,53409	0,45391	0,63332	0,97405	0,26965	0,65666	1,00000	0,06215
a_6	0,19929	0,05892	0,16833	0,33788	0,26662	0,32747	0,24701	0,79507	0,03708	0,56644	0,94042	0,37729
a_7	0,06363	0,02054	0,04950	0,58759	0,46237	0,76895	0,08046	0,81643	0,32862	0,84195	0,92174	0,36658
a_8	0,07028	0,01458	0,00260	0,03433	0,26088	0,08187	0,06187	0,00000	0,05120	0,25487	0,67948	0,25359
a_9	0,05943	0,02007	0,10968	0,46391	0,25700	0,25152	0,07254	0,73499	0,00000	0,40590	0,92204	0,45094
a_{10}	0,01920	0,00510	0,02479	0,73901	0,74317	0,60173	0,02286	0,62529	0,02604	0,75947	0,86195	0,22706
a_{11}	0,07415	0,01714	0,03857	0,80343	1,00000	1,00000	0,08541	0,60330	0,10921	1,00000	0,85814	0,11979
a_{12}	0,01541	0,00303	0,00799	0,90571	0,77843	0,71619	0,01826	0,59473	0,16660	0,81934	0,93132	0,00000

v_j (0,16208 0,13898 0,16439 0,09367 0,08708 0,06279 0,04440 0,04704 0,04548 0,06718 0,06559 0,02130)

Pri použití aditívneho tvaru viackritériálnej funkcie úžitku potom úžitok z alternatívy a_i je rovný:

$$u(a_i) = \sum_{j=1}^k v_j \cdot r_{ij} \quad (4)$$

Výpočet hodnoty úžitku jednotlivých alternatív vypočítame podľa vzorca (4), t. j. úžitok $u(a_l)$ vypočítame ako sumu súčinov váhy v_l a prvkov matice R v prvom riadku. Alternatívy je potom možné usporiadať podľa klesajúcich hodnôt úžitku, pričom najlepšia alternatíva je tá, ktorá dosiahne maximálne hodnoty úžitku.

V našom prípade sú hodnoty úžitku nasledujúce:

- | | | |
|--|--|--|
| ▪ $u_{(a1)} - \text{SAD } 1 = 0,84281$ | ▪ $u_{(a5)} - \text{SAD } 5 = 0,49167$ | ▪ $u_{(a9)} - \text{SAD } 9 = 0,24723$ |
| ▪ $u_{(a2)} - \text{SAD } 2 = 0,38358$ | ▪ $u_{(a6)} - \text{SAD } 6 = 0,30142$ | ▪ $u_{(a10)} - \text{SAD } 10 = 0,32363$ |
| ▪ $u_{(a3)} - \text{SAD } 3 = 0,39598$ | ▪ $u_{(a7)} - \text{SAD } 7 = 0,34665$ | ▪ $u_{(a11)} - \text{SAD } 11 = 0,40904$ |
| ▪ $u_{(a4)} - \text{SAD } 4 = 0,08255$ | ▪ $u_{(a8)} - \text{SAD } 8 = 0,11709$ | ▪ $u_{(a12)} - \text{SAD } 12 = 0,35433$ |

Usporiadanie alternatív podľa hodnôt úžitku dostávame poradie: a1, a5, a11, a3, a2, a12, a7, a10, a6, a9, a8, a4. V našom prípade sme výpočtom zistili, že najlepšia alternatíva je a1 (podnik SAD 1) a najhoršiu alternatívu predstavuje a4 (podnik SAD 4).

3. Záver

V súčasnosti mnohí manažéri pristupujú k porovnávaniu svojich podnikov s inými z daného odvetvia, pričom najčastejším determinantom úspešnosti, resp. neúspešnosti sa stávajú ukazovatele finančnej analýzy, avšak takéto porovnávanie je často nedostatočné pre prax, nakoľko sa komparácia často uskutočňuje iba na základe jedného kritéria.

V rámci predkladaného príspevku sme sa snažili poukázať na fakt, že tradičné metódy komparácie sú často v praxi nedostatočné a je nevyhnutné porovnávať jednotlivé podniky na základe viacerých kritérií súčasne, pričom sme na reálnom prípade demonštrovali možnosti použitia pomerne jednoduchšej metódy, ktorá môže byť aplikovaná jednoduchým spôsobom v praxi.

4. Literatúra

- [1]BABIC, Z. – PLAZIBAT, N. 1998. Ranking of enterprises based on multicriterial analysis. In: International Journal of Production Economics, 56 (7), 1998, p. 29 - 35
- [2]BRANS, J. P. – MARESCHAL, B. 1994. The Promcalc and Gaia decision-support system for multicriteria decision aid. In: Decision Support Systems, 12 (4-5), 1994, p. 297 – 310.
- [3]BROŽOVÁ, H. – HOUŠKA, M. – ŠUBRT, T. 2003. Modely pro vícekritériální rozhodování. Praha: Credit, 2003. 178 s. ISBN 80-213-1019-7
- [4]CISKO, Š. – KLIŠTIK, T. 2013. Finančný manažment podniku II. Žilina: EDIS vydavateľstvo ŽU, 2013. ISBN 978-80-554-0684-8
- [5]FIALA, P. 2003. Modely a metody rozhodování. Praha: Oeconomica. 2003. 291s. ISBN 80-245-0622-X
- [6]FOTR, J. a kol. 2006. Manažerské rozhodování. Postupoy, metody a nástroje. Praha: Ekopress, 2006. 409 s. ISBN 80-86929-15-9

Adresa autorov:

Katarína Zvaríková, Ing., PhD.
 Žilinská univerzita v Žiline
 Fakulta PEDAS, Katedra ekonomiky
 Univerzitná 8215/1, 010 26 Žilina
 katarina.zvarikova@fpedas.uniza.sk

Jana Majerová, Mgr., Ing., PhD.
 Žilinská univerzita v Žiline
 Fakulta PEDAS, Katedra ekonomiky
 Univerzitná 8215/1, 010 26 Žilina
 jana.majerova@fpedas.uniza.sk

Rozdiel medzi presným zmiešaným úrokováním a približným úrokováním Difference between exact interest method and approximately method of interest

Mária Stachová

Abstract: The aim of this contribution is to present an inaccuracy that can arise in the case of using only approximated computation of accumulated sum of deposited money instead of exact approach.

Abstrakt: Cieľom príspevku je poukázať na nepresnosť, ktorá môže vzniknúť pri použití iba približného výpočtu budúcej hodnoty vkladu, namiesto výpočtu pomocou zmiešaného úrokovania pri vkladoch, ktoré sú uložené do banky na obdobie, ktoré nie je násobkom úrokovej periódy.

Key words: accumulation at compound interest rate, accumulation at simple interest rate, future value, deposit.

Kľúčové slová: zložené úrokovanie, jednoduché úrokovanie, budúca hodnota, vklad.

JEL classification: C00

Introduction

From foundations of Financial Mathematics [1]-[4] is known that bank deposits within one year are accumulated at simple interest rate and deposits over one year are accumulated at compound interest rate. In the case when we deposit sum of money into the bank for time period that is not multiple of the time length of interest we have two options. The first one is to use the compound interest rate for the number of complete interest periods (N years) and the simple interest rate for the fractional part of the interest period (for t_1 days remaining until the end of the first year and for t_2 days elapsed from the last year of interest period). The second one is to approximate and to use only compound interest rate for the whole time of deposit. The main goal of this contribution is to show the difference between these two approaches.

1. Interest Theory

From the investor's point of view, interest is an income from invested capital and from borrower's point of view, it is price of loan. We will focus on investor's site.

Simple interest method: Simple interest is calculated only on the principal amount, or on that portion of the principal amount that remains according to the following formula:

$$K_n = K_0(1 + ni), \quad (1)$$

where K_n is an accumulated sum of principal, K_0 is a principal, n is a time length of interest (one year, in our case) and i is an interest rate.

For the simple-interest method the interest earned over a period of time is proportional to the length of the period.

Compound interest method: For the compound-interest method the accumulated amount over a period of time is the principal for the next period. We say that future value of capital is formally equal to the principal increased by product of so called accumulated factor for n periods.

Formula for computing an accumulated sum of money at the compound interest rate is below:

$$K_n = K_0(1+i)^n. \quad (2)$$

In the Fig.1 is graphical expression of relation between K_t and t , where $t = 1, 2, \dots, n$

- in the case of the simple interest, the graph is an increasing straight line $K_t = K_0 + K_0 \cdot i \cdot t$, crossing axis O_y in the K_0 .
- In the case of compound interest, it is an increasing exponential curve $K_t = K_0 \cdot (1+i)^t$, crossing axis O_y in the K_0 .

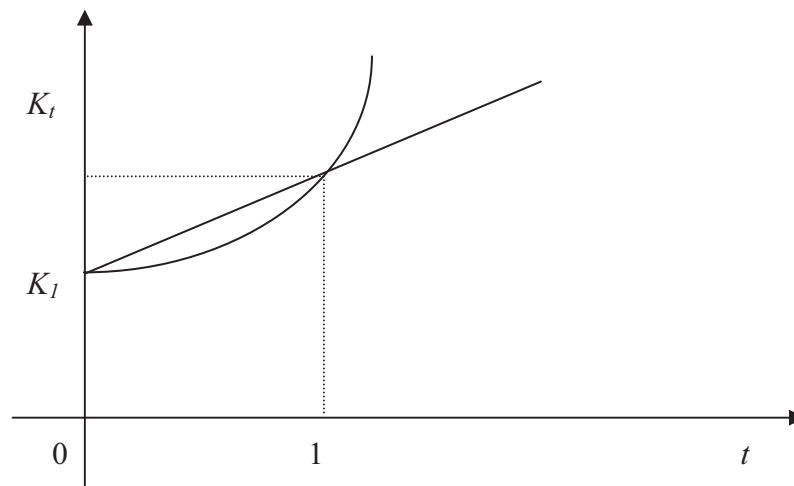


Fig. 1: graph represents a relationship between the simple and the compound accumulation at interest

It is obvious that within one year period simple interest is more profitable but for the over one year period compound interest yield better profit.

Formulas for simple interest rate and compound interest rate were developed on the assumption that n is an integer. When we calculate the accumulated value or discounted value for n which is a fraction it is better to use compound interest for the number of complete interest periods (N years) and simple interest rate for the fractional part of the interest period (for t_1 days remaining until the end of the first year and for t_2 days elapsed from the last year of interest period). We can use (at standard ACT/365):

$$K_n = K_0 \cdot \left(1 + i \cdot \frac{t_1}{365}\right) \cdot (1+i)^N \cdot \left(1 + i \cdot \frac{t_2}{365}\right), \quad (3)$$

or approximately:

$$K_n \approx K_0 \cdot (1+i)^{\frac{t_1 + N \cdot 365 + t_2}{365}}. \quad (4)$$

Both of (3) and (4) are used in practice, but when the second formula is used, it yields us less money. This difference is shown in Fig.2.

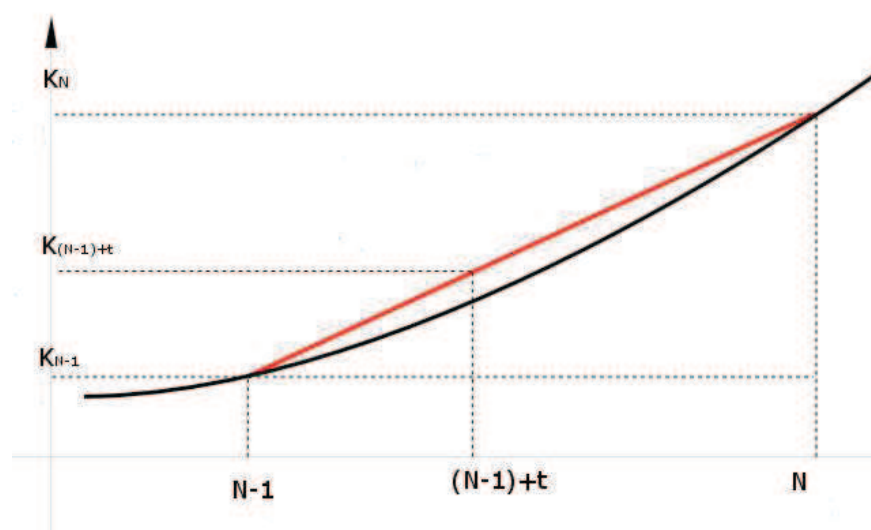


Fig.2: graph represents the difference between using the compound interest method for whole fractional time period and using combination of compound and simple interest methods

Upper line belongs to the simple interest methods that can be used to compute the accumulated sum of money for fractional part of the year at the end of deposit time. The lower curve belongs to the compound interest method.

In the next section we present an example that shows time when the difference between these two curves is the largest.

2. Example

Assume that we want to deposit a sum of money for fractional time period. Bank yields only at the compound annual interest rate. When will be the difference between using the exclusively compound interest method and using combination of compound interest method for the full number of interest periods and simple interest for the fractional part of an interest period the most?

Without loss of generality, we can compare only differences between interest factors as is shown in formulas below:

$$K_{N-1}(1+ti) - K_{N-1}(1+i)^t = \max.$$

$$K_{N-1}[(1+ti) - (1+i)^t] = \max.$$

With assuming that K_{N-1} is a constant we have

$$(1+ti) - (1+i)^t = \max.$$

(5)

Where t (fraction of the year) is number between 0 and 1 and K_{N-1} is accumulated sum of money after full year periods.

In Tab.1 we show the results of comparison. Interest rates are from three different Slovak banks and their product. Namely One month fixed term deposits product.

Tab. 1: Difference between using formula (3) and (4) month per month

t (fraction of the year)	at 0,15% p.a	at 0,4% p.a	at 0,8% p.a
0,08	0,00078508308	0,00489717761	0,01646498650
0,17	0,00143292688	0,00898574026	0,03040976431
0,25	0,00194192366	0,01224269406	0,04170781471
0,33	0,00231044683	0,01464439125	0,05022626755
0,42	0,00253685076	0,01616651162	0,05582558236
0,50	0,00261947052	0,01678404338	0,05835921350
0,58	0,00255662171	0,01647126351	0,05767325850
0,67	0,00234660017	0,01520171753	0,05360608874
0,75	0,00198768179	0,01294819869	0,04598796153
0,83	0,00147812224	0,00968272657	0,03464061287
0,92	0,00081615679	0,00537652512	0,01937682956
1,00	0,00000000000	0,00000000000	0,00000000000

3. Conclusion

We compare the differences between interest factors of simple interest method and compound interest method for within one year time period. Tab.1 shows that the differences increase with increasing interest rates and the fraction of year when the difference is the largest is the same. This largest difference occurs after 6 months. Therefore half year is the fraction of the year when the difference between using the exclusively compound interest method instead of combination of both methods is the most noticeable.

4. References

- [1] HUŤKA, V. – PELLER, F. 2010. FINANČNÁ MATEMATIKA V EXCELI.5. PREP. A DOPL. VYD. BRATISLAVA : IURA EDITION, 2010. ISBN 978-80-8078-320-4.
- [2] KADLEČKOVÁ, M. 2001. FINANČNÁ MATEMATIKA. BANSKÁ BYSTRICA : OZ EKONÓMIA, 2001. ISBN 80-8055-533-8.
- [3] ÚRADNÍČEK, V., 2012, Úrokový Počet – učebný text, EF-UMB, Banská Bystrica
- [4] ZÍMA, P. – BROWN, R. L. 1996. Mathematics of Finance, Second Edition, McGraw-Hill, ISBN 0-07-008203-0.

Adresa autorky:

Mária Stachová, Mgr., Phd.
EF UMB, Tajovského 10
975 90 Banská Bystrica
maria.stachova@umb.sk

LIESKOVSKÁ, V. a kol.: *Retail manažment bioproduktov*. Vydavateľstvo Ekonóm, 2012, s. 232, ISBN: 978-80-225-3387-4

Ekologické poľnohospodárstvo ako súčasť zeleného marketingu v nadväznosti na produkciu, predaj a spotrebu bioproduktov je nosným atribútom vedeckej monografie, ktorá je výstupom riešenia grantového projektu Ministerstva školstva VEGA 1/0906/11.

Vedecká monografia je rozčlenená do desiatich kapitol, ktoré na seba logicky nadväzujú a poskytujú čitateľovi komplexný obraz o situácii vo výrobe a spotrebe bioproduktov na Slovensku, pričom sa autori zaoberali aj porovnaním tejto spotreby v zahraničí. V prvej, úvodnej kapitole sa autori venujú spoločenskej zodpovednosti v kontexte produkcie kvalitných potravín, životného prostredia a zdravia. Druhá kapitola sa na základe údajov prevzatých zo Štatistického úradu SR venuje hlavne analýze sekundárnych údajov, ktoré súvisia s produkciou a následne hlavne so spotrebou vybraných druhov potravín na obyvateľa v jednotlivých sledovaných rokoch. Uskutočnená bola tak korelačná ako aj lineárna regresná analýza vývoja spotreby základných druhov potravín na obyvateľa v SR s vývojom spotrebiteľských cien analyzovanej skupiny potravín. Autori tak získali cenné informácie o vývoji spotreby v závislosti od vývoja cien základných druhov potravín. Kľúčové predpoklady vzniku a uplatnenia ekologického poľnohospodárstva v kontexte potenciálu ponuky bioproduktov sú predmetom tretej kapitoly, pričom jej základom je SWOT analýza ekologického poľnohospodárstva v Slovenskej republike.

Predmetom štvrtej kapitoly je zmapovanie historického vývoja ekologického poľnohospodárstva v Európe a vo svete. Poukazuje sa tu aj na problematiku spotreby a predaja biopotravín vo svete a jeho porovnanie s výrobou a spotrebou biopotravín na Slovensku. Podstata a obsah

retail manažmentu sa rozoberá v ďalšej, piatej kapitole. Retailing ako jeden z elementov marketingovej stratégie uľahčuje cielený proces toho, aby produkty dosiahli sledovanú skupinu zákazníkov. Identifikácia environmentálne orientovaného nákupného správania spotrebiteľa, ako dôležitého momentu pri kúpe bioproduktov sa rozoberá v šiestej kapitole. Predmetom spomínanej kapitoly je aj identifikácia faktorov nákupného správania spotrebiteľa. Analyzujú sa aj hlavné motívy a bariéry spotrebiteľov pri nákupe bioproduktov.

Siedma kapitola prakticky poukazuje na fungovanie a pôsobenie biofarmy Agrokruh, ktorá sa venuje pestovaniu zeleniny ekologického poľnohospodárstva. V závere tejto kapitoly sa rozoberajú aj odporúčania tak pre pestovateľov ako aj možnosti podpory zo strany štátu pre tento druh poľnohospodárskej aktivity. Skúsenosti konkrétneho výrobcu a predajcu biopotravín na Slovensku sú predmetom ôsmej kapitoly.

V deviatej kapitole je čitateľ konfrontovaný s výsledkami podrobnej analýzy preferencií zákazníka pri nákupe bioproduktov, ktoré boli získané na základe primárneho prieskumu vo vybranom regióne Slovenska. Na základe týchto získaných výsledkov realizovaného prieskumu autori spracovali námety pre realizácie zmien v bio-maloobchode, ktoré sú predmetom desiatej kapitoly.

V období, keď je trh potravín na jednej strane presýtený avšak na druhej strane existuje záujem spotrebiteľov o vysoko kvalitné a zdravie prospešné potraviny, je prínos monografie vysoko pozitívny tak pre laickú verejnosť, ako aj pre producentov a predajcov bioproduktov.

doc. Ing. Matej Polák, PhD.

Zo života SŠDS

From live of SSDS

PRASTAN 2013

Martin Kalina, Oľga Nánásiová

V dňoch 27. - 29.5.2013 zorganizovala Slovenská štatistická a demografická spoločnosť v spolupráci so Stavebnou fakultou STU a Jednotou slovenských matematikov a fyzikov akciu PRASTAN 2013 v priestoroch Učebno-rekreačného zariadenia v Kočovciach. PRASTAN (pod menom Vyučovanie matematickej štatistiky a numerickej matematiky) sa prvý krát uskutočnil v roku 1996. Od roku 2002 nesie konferencia názov PRASTAN (pravdepodobnosť, štatistika a numerika).

Organizačný výbor Prastan-u 2013 tvorili: D. Janál, J. Kalická, M. Kalina, J. Kollár, M. Minárová, O. Nánásiová, M. Sabo, Š. Václavíková.

Programový výbor Prastan-u 2013 pracoval v zložení: O. Nánásiová, M. Kalina, M. Minárová, J. Antoch, M. Bohdalová, G. Dohnal, J. Chajdiak, J. Kalická, J. Komorník, M. Komorníková, J. Luha, J. Pykacz, H. Řezánková, J.A. Víšek, G. Wimmer.

Hlavným cieľom akcie je prezentácia nových výsledkov výskumu. Popri tom si účastníci v neformálnych debatách vymieňajú skúsenosti a riešia otvorené problémy. Vybrané prednášky boli publikované v časopise Forum Statisticum Slovaccum 5/2013.

Na PRASTAN-e 2013 odzneli nasledujúce prednášky:

Vala, J., Jarošová, P.: Identifikácia súčiniteľa kapilárnej vodivosti z experimentálnych údajov.

Krivá, Z., Mikula, K.: Adaptívna metóda konečných objemov na riešenie lineárnej difúznej rovnice na konzistentnej adaptívnej mriežke.

Minárová, M.: Diferenciálne rovnice v biomechanike.

Fabián, Z.: Skórová funkcia rozdelenia a jej využitie pri štúdiu podobnosti náhodných veličín.

Řezanková H., Mohammad, A.: Podobnosti objektov charakterizovaných nominálnymi premennými.

Dohnal, G.: Využitie klasifikačných metód v SPC.

Illovský, M.: Presný test rozptylu.

Sabo, M.: Konsenzuálne zhľukovanie.

Szökeová, D.: Grafická identifikácia prahovej hodnoty v SETAR modeloch.

Marek J., Šlahora, J.: Meranie podobnosti prekladov básne Havran.

Bohdalová M., Bohdal R.: Porovnanie interpolačných metód založených na radiálnych bázičných funkciách.

Jackuliak J.: Meranie portfóliových kreditných rizík podľa modelu CreditMetrix.

Bohdalová-Kurdyová: Dataminingová analýza na príklade jazykovej agentúry.

Nánásiová O.: Miery podobnosti a zhľukovacie metódy.

Václavíková Š.: Zhľuková analýza povodí v SR.

Janál, D.: Zobrazenie kategoriálnych dát do R .

Adresy autorov:

Martin Kalina, Doc., RNDr., CSc.
Stavebná fakulta STU
Katedra matematiky a desk. geometrie
Radlinského 11, Bratislava
martin.kalina@stuba.sk

Oľga Nánásiová, Doc., RNDr., CSc.
Stavebná fakulta STU
Katedra matematiky a desk. geometrie
Radlinského 11, Bratislava
olga.nanasiova@stuba.sk

OBSAH CONTENTS

	Foreword Predhovor	1 2
Andrejiová, M., Kimáková, Z.	Komparácia modelov stanovenia optimálnej životnosti dopravných pásov Comparison of the model determined the optimal life of conveyor belts	3
Bányiová, T., Bieliková, T.	Meranie efektívnosti verejných vysokých škôl v Slovenskej republike Measuring efficiency of universities of the Slovak republic	8
Bartóková, Ľ., Ďurčová, J.	Úrokový kanál menovej politiky v modeli VEC Interest Rate Channel of Monetary Policy in VEC model	14
Berlanský, P., Luha, J.	Analýza prírastkov silových schopností a plaveckej rýchlosti podľa fáz kondičného programu vodných pólistov Analysis of growth development of strength abilities and swimming speed according to fitness programme water polo players	20
Bod'a, M., Kanderová, M.	Korekcia Sharpeovho pomeru o autokoreláciu prvého rádu a o vyššie momenty Adjustment of the Sharpe ratio for first-order autocorrelation and for higher moments	32
Buc, D., Klieštík, T.	Malkiel's random path theory and its usage in practise Malkielova teória náhodnej cesty a jej využitie v praxi	38
Černáková, V.	Ekonomická úroveň regiónov ako jeden z faktorov subjektívnej percepce kvality života Economic level of the regions as one of the factors of subjective perception of quality of life	44
Džupina, M., Mura, L.	Porovnanie podnikov s diferencovaným prístupom k formulovaniu stratégie CSR The comparison of companies with different attitudes to CSR strategy formulation	50
Chajdiak, J.	Koeficient konkurencieschopnosti firmy v súbore firiem Coefficient of the competitiveness of the firm in the set of firms	56
Jurečková, M., Molnárová, I.	Analýza postoja Slovákov k výške finančného rizika pri investovaní Analysis of the attitude of Slovaks to the financial risk in investing	60
Kaščáková, A., Nedelová, G.	Rodová nerovnosť v podmienkach neplatenej práce v domácnostiach SR – porovnanie výskumov Gender inequality in unpaid work in Slovak households – comparison of researches	66
Kimáková, Z., Andrejiová, M.	Hodnotenie spôsobilosti meracieho zariadenia pomocou indexov Cg a Cgk Capability assessment of measurement device using Cg and Cgk indices	73
Klieštík, T.	Modely rizika založené na kapitálovej štruktúre podniku Risk Models Based on Capital Structure of a Company	78

Klieštík, T., Buc, D.	Testovanie validity modelu CAPM a možnosti jeho modifikácie CAPM Model Validity Testing and its Modification Possibilities	84
Koróny, S., Gavurová, B.	Analýza vzťahu podielu hospitalizovaných detských pacientov jednodňovej zdravotnej starostlivosti od kraja Analysis of regional dependence of hospitalized young patients' ratio at one day surgery healthcare	93
Koróny, S., Gavurová, B.	Analýza vzťahu podielu hospitalizácie detských pacientov jednodňovej zdravotnej starostlivosti od odboru Analysis of dependence of hospitalized young patients' ratio at one day surgery healthcare on field of activity	99
Koróny, S., Gavurová, B.	Analýza vývoja podielu hospitalizovaných detských pacientov jednodňovej zdravotnej starostlivosti Analysis of development of hospitalized young patients' ratio at one day surgery healthcare	105
Kováč, Š.	Identifikácia rizikových podnikov v Košickom kraji Identifying high-risk companies in region of Košice	112
Majerová, J., Zvaríková, K., Kolenčík, J.	Stanovenie hodnoty informácie ako základný predpoklad efektívneho marketingového výskumu Determination of information value as a basic requirement for effective marketing research	118
Marek, J., Rak, J.	Mylné statistické analýzy – vliv zařízení Thermoback na úsporu paliva Fallible statistical analysis – Thermoback influence on fuel consumption	124
Masárová, G.	Usage of statistic distribution for marketing estimates of the sale on the B2B market Využitie nástrojov štatistického rozdelenie pre účely marketingových odhadov predaja na B2B trhu	128
Mihálik, A.	Bayesovská klasifikácia sentimentu Bayesian sentiment classification	134
Mirdala, R.	Vplyv reálneho výmenného kurzu na vývoj bežného účtu v krajínach strednej Európy Real Exchange Rate and Current Account in the Central European Countries	141
Puczkowski, B., Rutkowska- Ziarko, A., Grzywińska- Rapca, M.	Demographic factors and economic growth in selected European countries Demografické faktory a ekonomický rast vo vybraných európskych krajinách	150
Terek, M.	Problém neodpovedania v štatistických prieskumoch prostredníctvom pošty Nonresponse in Statistical Mail Surveys	156
Úradníček, V.	Teoretické aspekty modelovania ceny akcie pri stanovení hodnoty opcie Theoretical aspects of stock price modelling in option pricing	162
Vitr, T., Vintrová, V.	Použitie faktorov odľahlých pozorovaní ako váh pre fuzzy zhľukovanie	171

	Use of Local Outlier Factors as Weights in Fuzzy Clustering	
Włodarczyk, B.	Demography and the global financial crisis Demografia a globálna finančná kríza	177
Želinský, T.	Index relatívnej materiálnej deprivácie Relative Material Deprivation Index	183
Zvaríková, K., Majerová, J.	Možnosti aplikácie modelov viackriteriálneho rozhodovania v podnikovom benchmarkingu Application possibilities of the multi-criteria decision-making models in the company's benchmark	190
Stachová, M.	Rozdiel medzi presným zmiešaným úrokovaním a približným úrokovaním Difference between exact interest method and approximately method of interest	196
Polák, M.	Lieskovská, V. a kol.: Retail manažment bioproduktov – Recenzia	200
	Zo života SŠDS From live of SSDS	201
Kalina M., Nánásiová O.	PRASTAN 2013	202
	OBSAH CONTENTS	203

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. Akceptujeme príspevky v slovenčine, češtine, angličtine, nemčine, ruštinu a výnimočne po schválení redakčnou radou aj inom jazyku. Názov word-súboru uvádzajte a posielajte v tvare: **priezvisko_nazovakcie.doc resp. docx**

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 30 €. 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.). **Časti v angličtine sú povinné!**

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 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 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 nevynechávajú. 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): Uved'te 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

Dátum vydania: september 2013

Registráciu vykonal:

Ministerstvo kultúry Slovenskej republiky

Dátum registrácie: 22. 7. 2005

Evidenčné číslo: EV 3287/09

Tematická skupina: B1

Periodicita vydávania:

minimálne 2 krát ročne

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:

Prof. RNDr. Jaromír Antoch, CSc.
Ing. František Bernadič
Doc. RNDr. Branislav Bleha, PhD.
Ing. Mikuláš Cár, CSc.
Ing. Ján Cuper
Prof. RNDr. Gejza Dohnal, CSc.
Ing. Anna Janusová
Doc. RNDr. PaedDr. Stanislav Katina, PhD.
Prof. RNDr. Jozef Komorník, DrSc.
RNDr. Samuel Koróny, PhD.
Doc. Dr. Jana Kubanová, CSc.
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, PhD.
Prof. Ing. Hana Řezanková, CSc.
Doc. Ing. Iveta Stankovičová, PhD.
Prof. RNDr. Beata Stehlíková, CSc.
Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc.
Prof. RNDr. Michal Tkáč, CSc.
Doc. Ing. Vladimír Úradníček, PhD.
Ing. Boris Vaňo
Doc. Ing. Mária Vojtková, PhD.
Prof. RNDr. Gejza Wimmer, DrSc.

Ročník: IX.

Číslo: 6/2013

Cena výtlačku: 30 EUR

Ročné predplatné: 120 EUR