

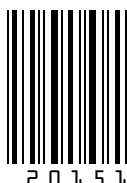
FORUM STATISTICUM SLOVACUM



ISSN 1336-7420



9 771336 742001



20151

1/2015



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



Naše najbližšie akcie:

(pozri www.ssds.sk - blok Organizované akcie)

Nitrianske štatistické dni 2015

5. - 6. 3. 2015, Univerzita Konštantína filozofa Nitra

Pohl'ady na ekonomiku Slovenska 2015

14. 4. 2015, Ekonomická univerzita, Dolnozemska 1, Bratislava

EKOMSTAT 2015: 29. seminár štatistiky pre výskumnú a hospodársku prax

24. - 28. 5. 2015, Trenčianske Teplice

15. Slovenská demografická konferencia

17. - 18. 9. 2015, Trenčianske Teplice

MEDSTAT 2015: VI. celoslovenská konferencia medicínskej štatistiky

september 2015, Ružomberok

STAKAN – spoločná akcia s Českou štatistickou spoločnosťou

9. - 11. 10. 2015, Soláň, Hotel Čarták, Česká republika

Výpočtová štatistika - 24. medzinárodný seminár

3. - 4. 12. 2015, Bratislava

Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov

3. - 4. 12. 2015, Bratislava

Regionálne akcie

priebežne

Diskusné popoludnia a prednášky

priebežne

FOREWORD

Dear colleagues,

we propose the first issue of the eleventh volume of the scientific peer-reviewed journal published by the Slovak statistical and demographical society (SSDS). This issue comprises contributions that are content-compatible with the topic „Theoretical and practical tasks of statistics“.

Editors: Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc., Prof RNDr. Dagmar Markechová, CSc., doc. Ing. Iveta Stankovičová, PhD., RNDr. Ján Luha, CSc., and PaedDr. Janka Medová, PhD.

Reviewed by: Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc., Prof RNDr. Dagmar Markechová, CSc., doc. Ing. Iveta Stankovičová, PhD., doc. RNDr. Marta Vrábelová, CSc., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., RNDr. Ľubomír Rybanský, PhD. and PaedDr. Janka Medová, PhD.

Assoc. Prof. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.

Editor in chief



Continuation of International Year of Statistics 2013 is initiative The World of Statistics. Informations about this initiative you will find in the first issue bulletin *News from the World of Statistics*, which you will find on <http://www.worldofstatistics.org/files/2014/01/January-22-2014.pdf>.

PREDHOVOR

Vážené kolegyně, vážení kolegovia,

predkladáme prvé číslo jedenásteho ročníka vedeckého recenzovaného časopisu Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti (SŠDS). Toto číslo je zostavené z príspevkov, ktoré sú obsahovo orientované v súlade s tematikou „Teoretické a praktické úlohy štatistiky“.

Editori: Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc., Prof. RNDr. Dagmar Markechová, CSc., doc. Ing. Iveta Stankovičová, PhD., RNDr. Ján Luha, CSc. a PaedDr. Janka Medová, PhD.

Recenzenti: Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc., Prof. RNDr. Dagmar Markechová, CSc., doc. Ing. Iveta Stankovičová, PhD., doc. RNDr. Marta Vrábelová, CSc., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., RNDr. Ľubomír Rybanský, PhD. and PaedDr. Janka Medová, PhD.

doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.
šéfredaktor



Pokračovaním Medzinárodného roku štatistiky 2013 je iniciatíva The World of Statistics. Informácie o tejto iniciatíve nájdete v prvom čísle bulletinu *News from the World of Statistics*, ktorý nájdete na <http://www.worldofstatistics.org/files/2014/01/January-22-2014.pdf>.

Modelovanie spotrebiteľského správania v spotrebe mäsa na Slovensku

Modelling consumer's behaviour of the meat consumption in Slovakia

Renáta Benda-Prokeinová

Abstract: Exists plenty of an extensive theoretical and empirical literature on what determines consumption levels over time and across countries, but less research into changes in consumption patterns (i.e. the mix of different goods and services that is purchased). To better understand how changing incomes and prices influenced consumption patterns, we estimate Almost Ideal Demand System (AIDS) models.

Aim of the paper is to find patterns and preference changes in the consumer demand for meat in Slovakia. From the methodological aspect we used important items of the demand and for consumers behaviour analysis we computed elasticity coefficients by using model AIDS. We determined the coefficients of the price and income demand elasticity.

Abstrakt: Existuje množstvo rozsiahlych teoretických a empirických zdrojov o tom, čo určuje úroveň spotreby v čase a medzi jednotlivými krajinami, ale menej výskumov je o zmenách v štruktúre spotreby (teda mix rôznych výrobkov a služieb, ktoré si spotrebiteľ kúpil). Ak chcete lepšie pochopiť, ako meniace sa príjmy a ceny ovplyvnili vzorce spotreby, je vhodné na výpočet použiť model „Takmer ideálny dopytový systém (AIDS)“.

Cieľom príspevku je nájsť vzory a zmeny v preferenciách v spotrebe mäsa na Slovensku. Z metodologického aspektu aplikujeme model AIDS pre výpočet cenových a príjmových elasticít – ako najvhodnejšieho nástroja pre modelovanie spotrebiteľského správania.

Key words: AIDS model, consumer patterns, meat demand, own and cross price elasticities.

Kľúčové slová: AIDS model, spotrebiteľské vzory správania, dopyt po mäse, vlastné a krížové cenové elasticity.

1. Úvod

Výber potravín, ktoré sú prijateľné pre jednotlivca zvyšuje dôležitosť kontexte dostupnosti daných potravín a je v podstate ovplyvnený potravinárskym priemyslom a predajcami potravín. Ak chceme byť schopní formulovať politické rozhodnutia, ktoré sa zameriavajú na znižovanie spotreby všetkej energie a tuku, potom musíme vedieť, prečo spotrebiteľia jedia viac než potrebujú.

Aj keď na prežitie je potrebná minimálna spotreba, úrovne spotreby moderných "západných" kultúr výrazne prekročuje odporúčanú úroveň. Prečo? Juliet Schor v časopise *Overspent American* (Paluchova, 2012), uviedol niekoľko adekvátnych pripomienky smerujúcich k uvažovaniu nad fluktuáciou amerických spotrebiteľov: "Spokojnosť zákazníkov závisí menej na tom, čo človek má v absolútnom vyjadrení než na spoločensky formovaných ambíciách a očakávaníach".

Medzinárodných štúdií o dopytovom systéme je mnoho, napriek tomu žiadna z nich nemá špecifický pohľad na dynamické spotrebné vzory v tranzitnom prostredí. Clements et al. (2006) skúmal diverzitu v spotrebe a homogenitu v preferenciách na obrovskej vzorke krajín. Využívajúc entropické miery diverzity, zistil, že ekonomiky s vyšším príjmom smerujú k menej špecializovaným spotrebným košom. V skutočnosti diverzita vykazuje pozitívnu príjmovú elasticitu. Clementsove výsledky boli v rozpore s názorom, že chute sú identické pre všetky krajiny. Selvanathan a Selvanathan (1993) komparoval spotrebu podľa skupín komodít pre 18 OECD krajín aplikujúc statický dopytový model. Taktiež zamietli hypotézu o tom, že chute v skúmaných krajinách sú identické a tiež zistili, že výdavky na potraviny, bývanie a zdravie sa javia byť potrebnéjšie ako výdavky na oblečenie, dopravu a rekreáciu – tieto sa javia byť luxusom. Väčšina skupín tovarov v ich modeloch dokázala byť cenovo neelastická.

Cieľom príspevku je nájsť vzory a zmeny v preferenciách v spotrebe mäsa na Slovensku. Z metodologického aspektu aplikujeme model AIDS pre výpočet cenových a príjmových elasticít – ako najvhodnejšieho nástroja pre modelovanie spotrebiteľského správania.

2. Materiál a metódy

Údaje pre analýzu sme získali zo Štatistického úradu SR a obsahujú ročné pozorovania priemernej spotreby na osobu a priemerných cien hovädzieho, bravčového mäsa, hydiny a rýb za sledované obdobie 1999-2014.

Ekonomovia sa veľmi často zaujímajú o cenové a príjmové elasticity. Cenová elasticita je definovaná ako percento zmeny v dopytovanom množstve istého tovaru sohľadom na percentuálnu zmenu v cene daného tovaru (vlastná cenová elasticita) alebo iného tovaru (krížová cenová elasticita). Výdavková elasticita η_i Marshallove cenové elasticity ε_{ij} môžeme zapísať aj v takomto tvare:

$$\eta_i = 1 + \beta_i / w_i \quad (1)$$

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + (\gamma_{ij} - \beta_i w_i) / w_j \quad (2)$$

kde, δ_{ij} je Kroneckerovo delta, ktoré nadobúda hodnotu jedna pre vlastnú cenovú elasticitu a nulu pre krížovú cenovú elasticitu, w_i je podiel i -teho statku a w_j je podiel na j -teho statku. Akonáhle sú výdavky nekompenzovanej cenovej elasticity odhadnuté, kompenzované (Hicksianove) vlastné a krížové cenové elasticity možno vypočítať pomocou rovnice Slutského v tvare elasticity:

$$\varepsilon_{ij} = \varepsilon_{ij}^H - w_i \eta_i \quad (3)$$

alebo

$$\varepsilon_{ij}^H = -\delta_{ij} + \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i} \right) + w_j$$

kde ε_{ij}^H predstavuje kompenzované (Hicksianove) cenové elasticity. (Deaton a Muellbauer, 1980; Moschini, 1995; Asche et al., 1998).

Cenové elasticity môžu byť buď odvodené z Marshallových dopytových funkcií alebo z Hicksianových dopytových funkcií. Marshallove rovnice získame z maximalizácie užitočnosti zameranej na rozpočtové obmedzenie, zatiaľ čo Hicksianove rovnice sú odvodené z riešenia duálneho problému minimalizácie nákladov na určitej úrovni užitočnosti. Elasticity odvodené z Marshallovho dopytu sa nazývajú aj nekompenzované elasticity a Hicksianove elasticity sa nazývajú aj kompenzovanými elasticitami.

Mnoho detailnejších diskusií o Marshallových a Hicksianových dopytových rovniciach a o Slutského rovnici nájdeme v mnohých ekonomických publikáciách; Nicholson (1992) a Gravelle a Rees (1992), Sojková, Hanová (1998) .

V našom príspevku budeme analyzovať spotrebiteľské správanie Slovákov v spotrebe mäsa prostredníctvom modelu AIDS získame elasticity, ktoré kvantifikujú spotrebiteľské správanie.

3. Vlastná práca a diskusia

V súčasnosti domáca produkcia bravčového mäsa pokrýva už len necelých 43 % celkovej ponuky tohto mäsa na Slovensku.

Stavy hovädzieho dobytku na Slovensku sa rapídne znižujú a spotreba hovädzieho mäsa naďalej klesá. Kým v roku 1990 spotreba hovädziny na obyvateľa SR dosiahla 22,1 kg a bola porovnateľná so západnými krajinami, v roku 1998 tento ukazovateľ dosiahol hodnotu 11,8

kg a v súčasnosti predstavuje iba 6,2 kg na hlavu. Situácia v stavoch hovädzieho dobytku a spotrebe hovädzieho mäsa je alarmujúca. Konzumácia hovädzieho mäsa nie je u Slovákov v móde.

Až jednu pätinu územia Slovenska tvoria lúky, trávne porasty a pasienky, čo by sa malo podľa podpredsedu efektívne zužitkovať. Čo sa týka situácie chovateľov hovädzieho dobytku, podnikajú v podmienkach, ktoré neprispievajú k rozvoju vidieka. V prípade podpory chovu hovädzieho dobytku bol systém podnikania z nedávnej minulosti Slovenska dobre zabehnutý a fungujúci, v súčasnosti je pre agrosektor tento segment obrovský problém.

Hydinári na Slovensku sú schopní v prípade potreby zabezpečiť 80-% sebestačnosť Slovenska vo výrobe hydiny. Súčasná sebestačnosť je na úrovni približne 54 %, naštartovaním zakonzerovaných kapacít by ju v krátkom čase vedeli zvýšiť na 65 až 70 %.

Zvýšenie výroby hydínového mäsa na 80 % dokážu v súčasnosti zabezpečiť podľa neho tri existujúce spracovateľské prevádzky na Slovensku, ktoré dnes nevyužívajú svoje výrobné kapacity na 100 %. Musia však byť splnené podmienky zvýšenia využitia kapacít, a tými je odbyt hydiny v obchodných reťazcoch na Slovensku a dostatok živej hydiny. Prvotnú výrobu živej hydiny v SR v súčasnosti zabezpečuje 6 producentov – chovateľov brojlerových kurčiat.

Z vyššie spomínaných dôvodov bolo naším cieľom zistiť ako sa Slováci správajú pri spotrebe mäsa, pretože je to významný artikel nielen z hľadiska ekonomického ale aj nutričného. Na identifikovanie spotrebiteľského správania sme si vypočítali Marshallové a Hicksianove elasticity použitím AIDS modelu.

Tab. 1: koeficienty LA/AIDS model

	Hovädzie	Bravčové	Hydina	Ryby
α	-0.80931	0.523995	1.167753	0.117567
Pr > t 	0.1947	0.1556	0.1142	0.0373
Hovädzie	-0.0687	0.112134	-0.20517	-0.0002
Pr > t 	0.7760	0.1114	0.4651	0.0736
Bravčové	-0.14111	0.040099	-0.01671	
Pr > t 	0.0081	0.5810	0.1908	
Hydina	0.181779	-0.01113		
Pr > t 	0.4567	0.1411		
Ryby	0.1411			
Pr > t 	-0.04			
R2	0.8598	0.9272	0.8879	

Zdroj: vlastné výpočty

Takmer dokonalý dopytový systém bol počítaný s tým, že položka Ryby bola eliminovaná. Bez správnej dynamickej špecifikácie odhadovaných rovníc, by obmedzenie homogenity a symetrie podľa ekonomickej teórie nemohli byť zamietnuté. Tieto opatrenia boli testované s využitím overenia testom vierohodnosti, kde bol počítaný Chí kvadrát test na hladine významnosti 5% , sme zistili vysoko signifikantný výsledok. Na základe toho, že dôkazy proti homogenite a symetrii neexistujú, na základe teórie spotreby môžeme povedať, že odhadnuté výsledky sú konzistentné.

Odhadnuté koeficienty LA/AIDS modelu sú prezentované v Tabuľke 1, kde 11 koeficientov zo 14 bolo štatisticky signifikantných.

Tab. 2: Nekompensované cenové elasticity

MARSHALLIAN ELASTICITY MATRIX				
	HOVÄDZIE	BRAVČOVÉ	HYDINA	RYBY
HOVÄDZIE	-0.427978	-1.529313	-0.245573	0.0413323
BRAVČOVÉ	-0.193065	-0.842875	0.0288189	-0.020276
HYDINA	0.129002	0.8030288	-0.915826	0.026537
RYBY	0.8760695	-0.066822	0.3938175	-0.857985

Zdroj: vlastné výpočty

Tabuľka zobrazuje, že všetky vlastné cenové elasticity sú negatívne a všetky elasticity nadobúdajú hodnotu menšiu ako jedna v absolútnom vyjadrení, to znamená, že všetky produkty sú neelastické. Nekompensované cenové elasticity dopytu pre všetky skupiny mäsa sú negatívne a konzistentné tak ako sme očakávali. Dopyt reaguje neelasticky na vlastné zmeny cien.

Podľa ekonomickej teórie pre vlastnú cenovú elasticitu produktu vždy očakávame negatívne znamienko, ktoré indikuje negatívny sklon dopytovej krivky. Nekompensované elasticity dopytu poukazujú na zmeny v dopyte množstva potravinových položiek u väčšiny domácností ako výsledok zmeny v cenách v prípade neexistencie nejakej kompenzácie buď v zmene ceny alebo v zmene príjmu.

Inými slovami, môžeme povedať, že reprezentuje všeobecnú cenovú elasticitu dopytu. Na druhej strane, kompenzovaná elasticita dopytu sa vzťahuje na taký podiel celkovej zmeny v dopytovanom množstve domácností, ktorý je kompenzovaný zmenou ceny. Okamžitý prínos pre kompenzovanú cenu vzhľadom k celkovej zmene dopytovaného množstva je zaručený, pričom sa zachováva efekt príjmu. Teda to znamená, že cenový efekt plus príjmový efekt sa rovná celkový efekt.

Kompenzované a nekompensované cenové elasticity indikujú, že všetky skúmané druhy mäsa sú cenovo neelastické. Najväčšia hodnota cenovej elasticity je vypočítaná pre hydinu (-0,92). Výsledok naznačuje, že dopyt reaguje neelasticky na zmenu ceny týchto produktov. Nižšie hodnoty elasticít má hovädzie mäso (-0,43) a bravčové mäso (-0,84), kde dopyt reaguje minimálne pri zmene ceny.

Tab. 3: Elasticity výdavkov

INCOME ELASTICITY	
HOVÄDZIE	2.1615314
BRAVČOVÉ	1.0273972
HYDINA	-0.042742
RYBY	-0.34508

Zdroj: vlastné výpočty

Výdavková (príjmová) elasticita meria citlivosť dopytu na zmenu spotrebiteľského príjmu a ovplyvnená dobou, počas ktorej je elasticita meraná (kratšie časové obdobie, nižšia elasticita dopytu) a úrovňou potreby daného tovaru (viac nevyhnutných tovarov, nižšia príjmová elasticita dopytu). Výdavková (príjmová) elasticita môže byť interpretovaná ako percentuálna zmena v dopytovanom množstve ak sa výdavky (príjmy) zmenia približne o 1% zatiaľ čo ostatné faktory zostanú ceteris paribus. Vzhľadom k tomu, že elasticita je nezávislá od merných jednotiek v ktorých je dopyt meraný, je považovaná za najzmysluplnejšiu mieru citlivosti spotrebiteľa na dopyt pri zmene v príjme alebo v cenách.

Ak odhadujeme priemernú úroveň výdavkov na hovädzie mäso pre celú vzorku, a príjmová elasticita dopytu pre hovädzie bola 2,16, tak potom 10% nárast príjmu domácnosti by mohol zvýšiť dopyt po hovädzom mäse o 21,6%. Všetky odhady príjmovej elasticity pre skúmané potraviny boli štatisticky významné.

Môžeme skonštatovať, že takmer všetky skúmané skupiny potravín vykazujú pozitívnu hodnotu príjmovej elasticity dopytu, ktorá naznačuje, že ide o normálne statky. Hovädzie a bravčové mäso vykazujú podľa hodnôt elasticít, že ide o luxusný tovar, zatiaľ čo hydina a ryby boli príjmovovo neelastické, čo naznačuje ich nevyhnutnosť.

Skutočnosti uvádzané v predchádzajúcich odsekoch môžeme sledovať v Tabuľke 2 a 3. Príjmové elasticity pre všetky skúmané potraviny sú pozitívne a menšie ako 1 ($0 < \epsilon_i < 1$) okrem okrem bravčového a hovädzieho mäsa indukujúceho, že ide o normálny alebo luxusný tovar a nie je tam žiaden inferior statok. Pre ryby je hodnota príjmovej elasticít -0,34 a pre hydinu -0,04. Príjmová elasticita bravčového a hovädzieho mäsa je vyššia ako jedna, to naznačuje, že ide o luxusný statok.

Očakáva sa, že dopyt po tomto type potravín bude rásť ak bude rásť aj príjem spotrebiteľa v tandeme s celkovým ekonomickým rastom krajiny.

Tab. 4: Kompenzované krížové elasticity

HICKSIAN ELASTICITY MATRIX

	HOVÄDZIE	BRAVČOVÉ	HYDINA	RYBY
HOVÄDZIE	-0.084526	-0.122169	0.135651	0.0710435
BRAVČOVÉ	-0.029819	-0.174046	0.2100183	-0.006154
HYDINA	0.1222106	0.7752042	-0.923364	0.0259495
RYBY	0.8212388	-0.291467	0.3329566	-0.862729

Zdroj: vlastné výpočty

Hicksianove cenové elasticity sú taktiež negatívne pre všetky skúmané potraviny, ako sme aj očakávali. Hodnoty krížových cenových elasticít sú menšie v absolútnom vyjadrení, než ich výdavkové alebo vlastné cenové elasticity. Toto platí pre kompenzované a aj nekompenzované cenové elasticity.

Krížové cenové elasticity charakterizuje dvojica tovarov buď ako substitút alebo ako komplement.

Marshallove elasticity poskytujú celkovú maticu nekompenzovaných cenových elasticít. Nekompenzované krížové cenové elasticity poskytujú hrubý krížový efekt, ktorý zahŕňa nielen substitučný efekt ale aj príjmový efekt. Hicksianové elasticity poskytujú kompenzované matice elasticít, ktoré sú reprezentované čistým cenovým efektom (to znamená, že len substitučným efektom) alebo čistým efektom zmeny ceny na dopyt.

Niektoré krížové elasticity zmenili znamienka z + na - v ich kompenzovaných a nekompenzovaných formách. Negatívne nekompenzované krížové elasticity indikujú, že produkt je hrubý komplement a pozitívne kompenzované krížové elasticity naznačujú, že ide o čistý substitút. Efekt krížovej ceny nemá jasný smer a relatívne nízku úroveň komplementárnosti a substituovateľnosti existujúcej medzi uvažovanými skupinami potravín v modeli.

Nekompenzované krížové elasticity sú značne nejasné. Silnú úlohu zastáva efekt výdavkov. Kompenzované krížové elasticity sú vhodnejším nástrojom na zistenie informácie o možných substitúciách.

4. Záver

Slováci majú v správnych stravovacích návykoch stále značné rezervy. V spotrebe všetkých druhov mäsa sme sa dostali na úroveň odporúčanej dávky, avšak neprestajne konzumujeme viac bravčového a hydinového mäsa na úkor mäsa hovädzieho a teľacieho. Slováci sa rovnako ťažko orientujú na zvýšenú konzumáciu rýb.

Hlavným kritériom pri výbere potravín, ktoré konzumujeme, by nemala byť cena, ale zdravotné hľadisko. Trend, žiaľ, ukazuje a štatistiky ho potvrdzujú, že na Slovensku je dlhodobo nízka spotreba mäsa.

Literatúra

ASCHE, F., T. BJORNDALE AND K.G. SALVANES, 1998 *The demand for salmon in the European union: The importance of product form and origin*. Can. J. Agric. Econ., 46: 69-81.

CLEMENTS K.W., 2006. Comparing international consumption patterns. *Empirical Economics*, 31 (2006), pp. 1–30

DEATON, A. AND J. MUELLBAUER 1980. An almost ideal demand system. *Am. Econ. Rev.*, 70: 312-326.

GRAVELLE, H., AND REES, R. 1992, *Microeconomics*, New York: Longman Publishing.

MOSCHINI G., MEILKE K.D. 1989. Modeling the pattern of structural change in U.S. meat demand. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(2): 253–261.

MOSCHINI, G., 1995. Units of measurement and the stone price index in demand system estimation. *Am. J. Agric. Econ.*, 77: 63-68.

NICHOLSON, W. 1992. *Microeconomic Theory: Basic Principles and Extensions*, Fifth Edition, Fort Worth: Dryden Press.

SAS Institute Inc. 1999. *SAS/ETS User's Guide*, Version 8, Cary, NC: SAS Institute Inc.

SELVANATHAN E.A., SELVANATHAN, S. 2003. Similarities in the consumption patterns of the five Asian tigers. *Asian Economic Journal*, 17 (3) (2003), pp. 297–323

PALUCHOVÁ, JOHANA. 2012. The new approach on food quality: an important factor on consumer behavior and trends in food quality. In *Polityki europejskie*. Vol. 57, no. 8 (2012), s. 355--365. ISSN 2081-3430.

Slovak Statistical office (1993–2007). Incomes, expenditures and consumption of private households in Sr. The household Budget Survey of the Slovak. Statistical office. Statistical office of the Slovak Republic, Bratislava.

SOJKOVÁ, Z, HANOVÁ, M. 1998. Hodnotenie dopadov alternatívnych scenárov agrárnej politiky na poľnohospodárske podniky. In *Zborník vedeckých prác z "Medzinárodných vedeckých dní '98"*. Nitra: Slovenská poľnohospodárska univerzita, 1998, s. 109--113. ISBN 80-7137-484-9.

Adresa autora:

Renáta Benda Prokeínová, Ing. PhD.

Fakulta ekonomiky a manažmentu

SPU v Nitre

Tr.A.Hlinku 2

94976 Nitra

renata.prokeinova@uniag.sk

**Vyučovanie matematiky netradičným spôsobom na základnej škole
s cieľom prebudenia a udržiavania záujmu žiakov o matematiku**
**Teaching mathematics in lower secondary education using a non-traditional
method in order to awaken and sustain the learners' interest in
mathematics**

Kristína Cafíková, Antal Csáky

Abstract: It has long been a great challenge for teachers to awaken and sustain the learners' interest in mathematics at both primary and secondary school levels. Teachers should be aware of the need to preserve individual and collective interest of pupils. The submitted contribution depicts a research verifying the applicability of a non-traditional teaching method in mathematics education – the silent written communication. The impulse-providing tasks are considered real world math problems. A sample of a learner's solution is included. The research results were obtained with the use of C.H.I.C. software and statistical implicative analysis. The contribution might provide in-service teachers with information and an example of how non-traditional teaching methods in combination with real world math problems can be used to awaken and sustain the learners' interest in mathematics.

Abstrakt: Prebudiť a udržiavať záujem o matematiku je veľkou výzvou pre učiteľov a to nielen na základných, ale aj stredných školách. Učitelia by si mali uvedomiť, že je potrebné podporovať individuálny aj kolektívny záujem žiakov. V príspevku popisujeme výskum, počas ktorého sme použili jednu netradičnú vyučovaciu metódu - neverbálnu písanú komunikáciu. Ako impulz sme zadali niekoľko úloh zo života. Uvedieme jednu ukážku žiackeho riešenia. Výsledky výskumu sme spracovali a vyhodnotili pomocou štatistickej implikačnej analýzy s využitím softvéru C.H.I.C. Článok je vhodnou ukážkou pre učiteľov v praxi o tom, ako by sa dali využiť netradičné vyučovacie metódy v kombinácii s úlohami zo života na prebudenie a udržiavanie záujmu žiakov.

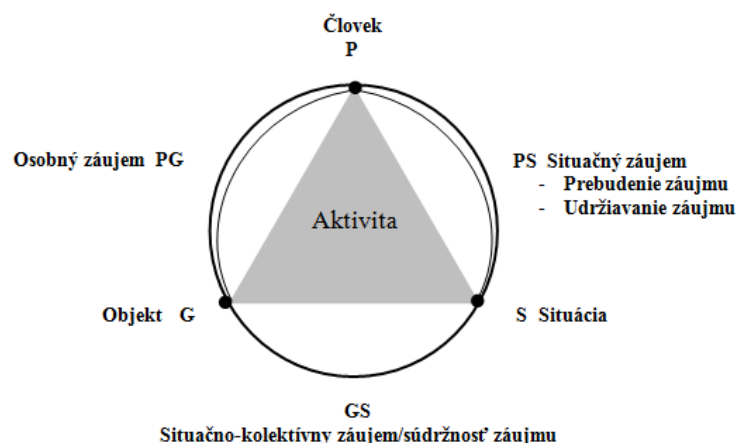
Key words: Teaching method, Silent written communication, Statistical implicative analysis.

Kľúčové slová: vyučovacie metódy, neverbálna písaná komunikácia, štatistická implikačná analýza.

1. Úvod

Pre mnohých psychológov je záujem každodenným pojmom, ktorý bol preskúmaný modernou psychológiou. Avšak učiteľom na základných a stredných školách sa spájajú s týmto pojmom ťažkosti, s ktorými musia každý deň bojovať na hodinách matematiky. Mnoho učiteľov totiž nevie, ako by mohli prebudiť a udržiavať záujem žiakov o matematiku. Niekoľko učiteľov matematiky sa kvôli tomu rozhodlo, že budú skúmať záujem z matematického hľadiska. K nim patrí aj Angelika Bikner-Ahsbabs, ktorá sa počas svojich výskumov zameriavala na situačný a situatívno-kolektívny záujem.

Pod situačným záujmom rozumie vlastnosti špecifických situácií, v ktorých sa dá záujem žiakov prebudiť a udržiavať. Zahŕňa do toho vlastnosti z perspektívy žiakov, ktorí sa zaujímajú o matematiku, ich subjektívnu zvedavosť, matematický obsah, ako aj situačné záujmové vzťahy žiakov. Situatívno-kolektívny záujem opisuje vzťah medzi skupinou žiakov a objektom matematiky prislúchajúci k danej situácii, ktorý je dokumentovaný kolektívnou činnosťou žiakov (Bikner-Ahsbabs, 1999, 2005, 2004). Bikner-Ahsbabs vytvorila model trojuholníkovej relácie medzi človekom, objektom a situáciou počas vykonávania matematickej aktivity (obr. 1).



Obr. 1: Štruktúra záujmu podľa Bikner-Ahsbahs

V centre empirickej štúdie boli postavené matematické záujmové činnosti, počas ktorých boli objavené špecifické situácie výučby a ktoré skupinu žiakov pomocou situatívno-kolektívneho záujmu vedú k matematickému obsahu.

Situácie bohaté na záujem počas vyučovania matematiky poskytnú žiakom vedecký aj interakčný priestor na seberealizáciu. Učiteľ pritom žiadne očakávanie nemá, ale snaží sa žiakov podporovať. Učiteľ pomocou takéhoto správania môže vyvolať medzi žiakmi kolektívny záujem. Takáto štruktúra záujmu vytvorí príjemné prostredie, kde sa môžu vymieňať statusy hovoriaceho a počúvajúceho bez toho, aby došlo k ostrej diskusii o nápadoch. Vytvorí sa priestor pre spoluúčasť aktívnych žiakov, ktorí pomocou vlastných nápadov a príspevkov nadviažu na diskusiu (Bikner-Ahsbahs, 1999, 2005, 2004).

Naším cieľom počas realizácie výskumu bolo vytvoriť priestor pre vznik situatívno-kolektívneho záujmu bez toho, aby učiteľ zasahoval do diania. Preto sme považovali za vhodné použiť vo vyučovaní matematiky netradičnú vyučovaciu metódu založenú na neverbálnej písanej komunikácii.

2. Neverbálna písaná komunikácia

Neverbálna písaná komunikácia je netradičná vyučovacia metóda používaná v spolkových krajinách Nemecka. Slovenské pomenovanie uvedenej metódy je voľným prekladom prvej autorky predloženého článku z nemeckého *Stumme Schreibgespräch*¹.

Hlavnou charakteristikou danej vyučovacej metódy je neverbálna písaná komunikácia medzi členmi skupiny. Žiaci sú rozdelení do štvorčlenných skupín. Každý žiak v rámci skupiny dostane pero inej farby a každá skupina dostane jeden papier formátu A1, na ktorom je napísaný impulz. Impulz môže mať napríklad podobu matematického problému, matematického vzorca, výroku známeho človeka či myšlienky. Žiaci si v rámci skupiny prečítajú impulz a reagujú naň. Ich reakcie môžu byť napríklad myšlienky, slová, vzorce, otázky, náčrty. Ich reakcie však nemôžu mať podobu ústnej komunikácie. Komunikácia sa môže odohrať jedine písomnou formou, a to na papieri určenom na tieto účely. Žiaci si nemôžu vymieňať ani perá, každý by mal písať perom, ktoré na začiatku aktivity dostal. Keďže ide o anonymnú prácu, je možné rozlíšiť prácu jednotlivých žiakov len podľa farby pera.

Po skončení práce začína diskusia ústnou formou. Učiteľ, ktorý bol počas práce žiakov len pozorovateľom, sa tiež zapojí do diskusie. Každá skupina, ako aj učiteľ, si môže pozrieť

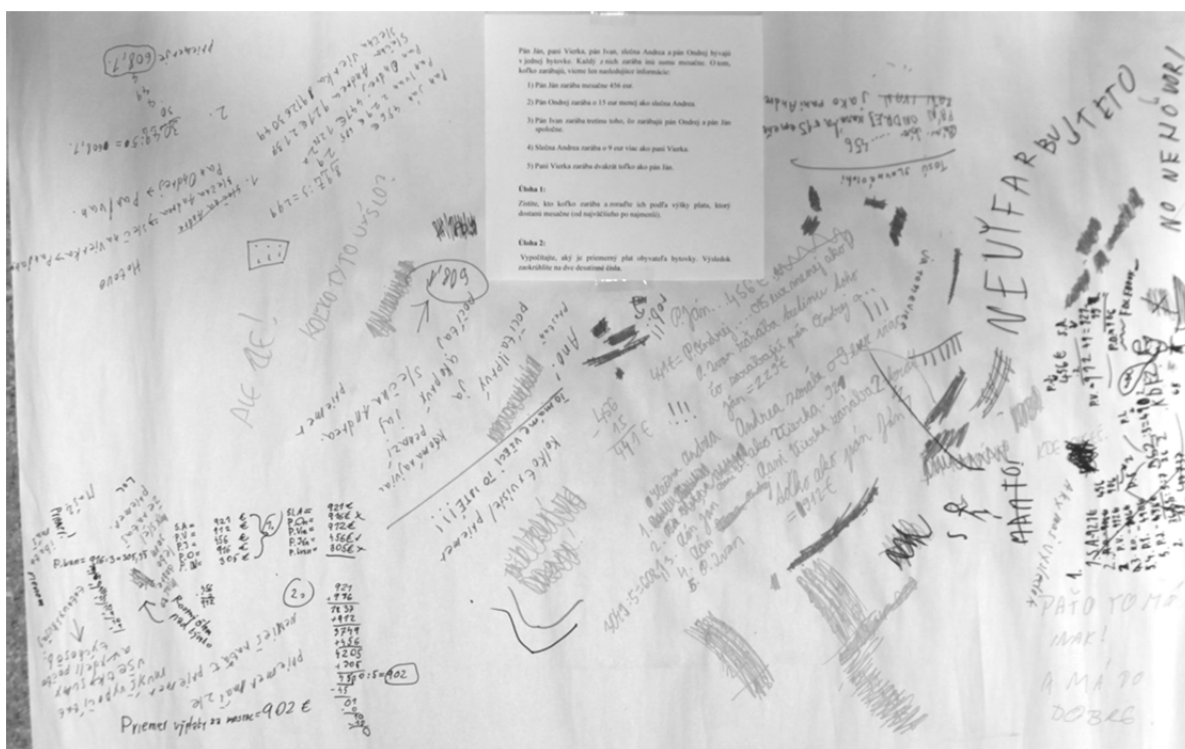
¹ Doslovný preklad je *nemá* resp. *tichá písaná komunikácia*. V slovenskom pomenovaní metódy označením *neverbálna* autori nemajú na mysli zákaz používania slov, ale obmedzenie ústnej komunikácie.

riešenie ostatných skupín a vyjadriť svoj názor. Diskusia poskytuje učiteľovi priestor na to, aby získal spätnú väzbu o osvojených vedomostiach žiakov a o prípadných nedostatkoch pri osvojovaní si týchto vedomostí. Učiteľ dostane možnosť problematické časti učiva ešte raz vysvetliť alebo poskytnúť túto možnosť žiakom. Ukážky a ďalšie vysvetlenia autorka uvádza vo svojej rigorózne práci (Cafíková, 2014).

3. Využitie netradičnej vyučovacej metódy v praxi

Neverbálnu písanú komunikáciu sme aplikovali vo vyučovaní matematiky v Základnej škole na Benkovej ulici v Nitre u žiakov šiesteho ročníka. Danú triedu navštevuje 23 žiakov. Na začiatku vyučovacej hodiny sme oboznámili žiakov so správnym používaním vyučovacej metódy. Žiakov sme rozdelili do homogénnych štvor- až päťčlenných skupín tak, aby všetci členovia boli na približne rovnakej vedomostnej úrovni. Zo skúsenosti totiž vieme, že v takto vytvorených skupinách žiaci lepšie spolupracujú a menej žiakov počas spolupráce ostane pasívnych. Každý žiak v rámci skupiny dostal pero inej farby a každá skupina dostala papier s rovnakým impulzom.

Za impulz sme zvolili úlohy zo života, ktoré boli vytvorené v rámci projektu KEGA s názvom *Zvyšovanie kľúčových matematických kompetencií II – alternatívne a doplnujúce učebné programy z matematiky pre základné školy v zmysle cieľov nového štátneho vzdelávacieho programu a zvyšovanie matematickej gramotnosti podľa dopadov PISA*. Výskum sme opakovali s využitím viacerých úloh zo života. Obr. 2 predstavuje ukážku jedného žiackeho riešenia takejto úlohy riešenej pomocou neverbálnej písanej komunikácie.



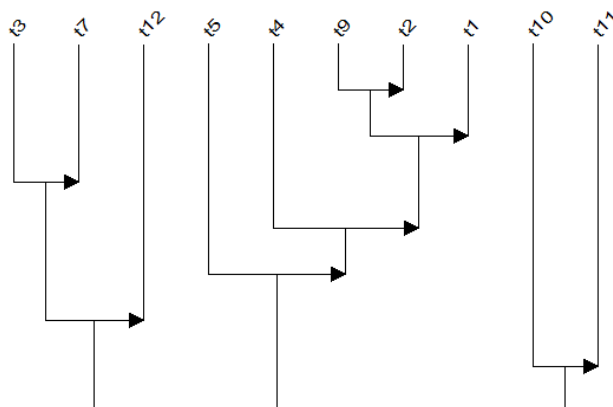
Obr. 2: Žiacke riešenie jednej úlohy zo života pomocou neverbálnej písanej komunikácie

4. Výsledky a diskusia

Po uskutočnení výskumu sme analyzovali naše nepriame pozorovania. Na vyhodnotenie výskumu sme použili štatistickú implikačnú analýzu, ktorú vyvinul Régis Gras (2008). K vyhodnoteniu výskumu sme určili nasledovné didaktické premenné z hľadiska využitia vyučovacej metódy:

T1 Žiak riešil úlohu	T7 Žiak sa správal disciplinovane
T2 Žiak sa zaujímal o zadanie	T8 Žiak vyjadril nespokojnosť
T3 Žiak dokázal pracovať v tichosti	T9 Žiak bol aktívny
T4 Žiak spolupracoval v rámci skupiny	T10 Žiak odmietol robiť aktivitu
T5 Žiak diskutoval so spolužiakom o riešení	T11 Žiak pozoroval len dianie
T6 Žiak potreboval, aby ho učiteľ uistil o postupe	T12 Žiak diskutoval s celou triedou o riešení

Po určení didaktických premenných sme pre dané premenné vytvorili v štatistickom programe C.H.I.C. implikačný strom a implikačný graf.



Obr. 3: Implikačný strom

V implikačnom strome (Obr.3) si môžeme všimnúť, že nami určené premenné vytvárajú tri samostatné skupiny, ktoré sú nasledovné:

$$\begin{aligned}
 &((t3 \rightarrow t7) \rightarrow t12) && \text{kohézia: } 0,52; \\
 &(t5 \rightarrow (t4 \rightarrow ((t9 \rightarrow t2) \rightarrow t1))) && \text{kohézia: } 0,699; \\
 &(t10 \rightarrow t11) && \text{kohézia } 0,0851.
 \end{aligned}$$

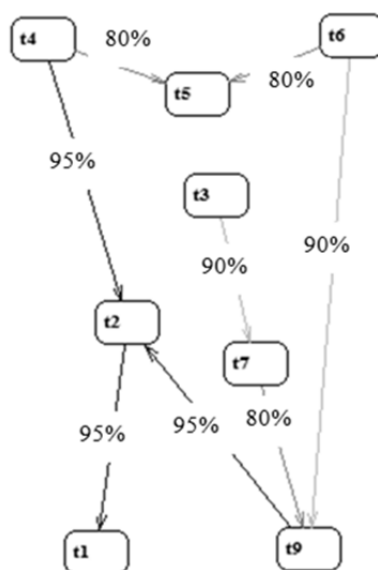
Prvá skupina obsahuje dve úrovne. Implikačné pravidlo nám v tomto prípade ukazuje súvislosť medzi tým, že ak žiaci dokázali pracovať v tichosti, boli aj disciplinovaní, a medzi tým, že diskutovali s celou triedou o riešení.

Druhá skupina obsahuje štyri hierarchické úrovne. Z implikačných pravidiel sa dá interpretovať, že ak diskutovali aj spolupracovali v rámci skupiny, tak boli aktívni, zaujímali sa o zadanie a aj ho riešili.

Tretí strom implikácií nám prezrádza, že ak žiaci odmietli pracovať na zadaní, tak pozorovali dianie. Z hľadiska nášho výskumu je to tiež podstatná informácia, keďže sme sa dozvedeli, že aj keď žiaci odmietli vypracovávať zadanie, zaujímali sa o priebeh aktivity a o to, ako metódou neverbálnej písanej komunikácie riešia úlohu ich spolužiaci.

Z implikačného grafu (obr. 4) je možné zistiť, že kým didaktická premenná t1 (Žiak riešil úlohu) je konečným vrcholom grafu, didaktické premenné t2 (Žiak sa zaujímal o zadanie) a t9 (Žiak bol aktívny) sú centrálnymi vrcholmi v grafe. Všetky implikácie spojené s didaktickou premennou t2 majú mieru kohézie 95%. Práve preto si myslíme, že aby žiaci zadanie riešili podľa pravidiel neverbálnej písanej komunikácie, bolo dôležité zvoliť vhodné zadanie.

Grafické znázornenia, ako aj implikačné pravidlá, nám potvrdili naše zistenia počas priameho pozorovania. Jedna skupina žiakov bola aktívna, zaujímala sa o zadanie a riešila zadanie, druhá skupina (9% žiakov) odmietla riešiť zadanie, avšak naďalej sledovala dianie v triede.



Obr. 4: Implikačný graf

5. Záver

Základným predpokladom pre vývin osobného záujmu je prvý kontakt jednotlivca k objektu záujmu (v našom prípade žiaka k matematike), ktorý sa môže realizovať rôznymi spôsobmi – náhodne, vynútené alebo na základe sociálneho motívu. Dôležité je, aby pri kontakte táto okolím spôsobená stimulácia vyvolala v žiakovi zvedavosť a exploratívnu tendenciu. Nový objekt vyvolá nové formy prežívania zážitku a vedie ku skúsenostiam, ktoré vedú žiaka k tomu, aby sa neskôr opäť zaoberal daným objektom, avšak bez vonkajšieho podnetu (Krapp, 1992; Schiefele, 1996).

Z hľadiska vývinu situačného, ako aj situatívno-kolektívneho záujmu, je dôležité prostredie, konkrétne implementované vyučovacie metódy a úlohy, ktoré žiaci riešia. Využitie neverbálnej písanej komunikácie v kombinácii s úlohami zo života môže v žiakoch prebudiť záujem, ako aj podporovať udržiavanie záujmu o matematiku. Myslíme si, že predložený článok môže byť pre učiteľov v praxi dobrou ukážkou toho, ako sa dá implementovať netradičná vyučovacia metóda do vyučovacieho procesu matematiky. Nástroje štatistickej implikačnej analýzy umožňujú prehľadné znázornenie súvislostí medzi skupinovú prácou, žiackou aktivitou, záujmom o zadanie a riešením zadania. Práve medzi týmito didaktickými premennými je najvyššia miera kohézie, a to až 95%. Predmetom nadväzujúceho výskumu, by mohlo byť skúmanie tých istých didaktických premenných pri implementácii ďalších vyučovacích metód založených na neverbálnej písanej komunikácii, akými sú neverbálna pošta, placemat a ťahák (Cafíková, 2014).

Literatúra

- BIKNER-AHSBAHS, A. 1999. *Mathematikinteresse: Eine Studie mit mathematisch interessierten Schülerinnen und Schülern*. Hildesheim: Franzbecker. ISBN 978-3-8812-0308-1
- BIKNER-AHSBAHS, A. 2004. *Theorie interessendichter Situationen – Überblick und Einblick*. In: *Beiträge zum Mathematikunterricht*. Hildesheim: Franzbecker.
- BIKNER-AHSBAHS, A. 2005. *Mathematikinteresse zwischen Subjekt und Situation*. Hildesheim/Berlin: Franzbecker. ISBN 978-3-8812-0408-8
- CAFIKOVÁ, K. 2014. *Netradičné vyučovacie metódy ako prostriedok prebudenia záujmu žiakov o matematiku*. Rigorózná práca. Nitra: KM FPV UKF, 40 p.

GRAS, R., SUZUKI, E., GUILLET, F., SPAGNOLO, F. 2008. *Statistical Implicative Analysis Theory and Applications*. In: Studies in Computational Intelligence, Vol. 127, Berlin: Springer-Verlag Berlin Heidelberg. ISBN: 978-3-540-78982-6

KRAPP, A. 1992. *Das Interessenkonstrukt. Bestimmungsmerkmale der Interessenhandlung und des individuellen Interesses aus der Sicht einer Person-Gegenstands-Beziehung*. In: *Interesse-Lernen-Leistung: neuere Ansätze der pädagogisch-psychologischen Interessenforschung*. Münster: Aschendorff. ISBN 978-3-4020-4596-1

SCHIEFELE, U. 1996. *Motivation und Lernen mit Texten*. Göttingen: Hogrefe. ISBN 978-3-8017-0800-9

Adresa autorov:

Kristína Cafíková, PaedDr.
Katedra matematiky
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre
Tr. A. Hlinku 1
949 74 Nitra
kristina.cafikova@ukf.sk

Antal Csáky, PaedDr.
Katedra matematiky
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre
Tr. A. Hlinku 1
949 74 Nitra
antal.csaky@ukf.sk

**Štatistické spracovanie výsledkov výstupného testu pre 9. ročník ZŠ
projektu KEGA 015 UKF – 4/2012**
**Statistical processing of school year final test results of primary school 9th
grade pupils under project KEGA 015 UKF – 4/2012**

Antal Csáky, Kristína Cafíková

Abstract: The paper presents statistical processing of school year final test results, which was conducted as part of project KEGA 015 UKF – 4/2012. The aim of this project was to compare knowledge level of pupils attending the 9th grade of primary school in the experimental and control group in school year 2013/2014. The article also presents the comparison of the knowledge of pupils from experimental school with Hungarian and Slovak language of instruction.

Abstrakt: V nasledujúcom príspevku sa zaoberáme štatistickým spracovaním výsledkov výstupného testu projektu KEGA 015 UKF – 4/2012. Cieľom tohto projektu v školskom roku 2013/2014 bolo porovnanie úrovne vedomostí žiakov 9. ročníka ZŠ v experimentálnej a kontrolnej skupine. V článku sa zaoberáme aj porovnaním úrovne vedomostí žiakov v experimentálnych školách s vyučovacím jazykom slovenským a maďarským.

Key words: Statistical processing of test results, KEGA 015 UKF – 4/2012, Real-world math problems.

Kľúčové slová: Štatistické spracovanie výsledkov testu, KEGA 015 UKF, Úlohy s kontextom z reálneho života.

1. Úvod

Nasledujúci príspevok podáva informácie o štatistickom spracovaní výsledkov výstupného testu v rámci riešenia projektu KEGA 015 UKF – 4/2012 s názvom *Zvyšovanie kľúčových matematických kompetencií II – Alternatívne učebné programy z matematiky pre základné školy v zmysle cieľov nového štátneho vzdelávacieho programu a v zmysle zvyšovania matematickej gramotnosti podľa dopadov PISA*. Tento projekt nadväzuje na projekt KEGA 3/7001/09 s rovnakým názvom, ktorý bol venovaný tvorbe nových učebných materiálov a overeniu ich efektívnosti vo vyučovaní v 5. a 6. ročníku ZŠ. Cieľom projektu bolo v školskom roku 2013/14 vytváranie nových učebných materiálov predmetu matematika a overenie efektívnosti vyučovania pomocou týchto materiálov v 9. ročníku ZŠ. Jedná sa o materiály zamerané na zvyšovanie kľúčových matematických kompetencií prostredníctvom problémových úloh s kontextom z reálneho života, a tým aj na prípravu žiakov na medzinárodné testovanie vedomostí. Riešenie projektu sa začalo náhodným rozdelením základných škôl, ktoré sa zapojili do projektu, na experimentálne a kontrolné skupiny. V prvom roku projektu KEGA 3/7001/09 piataci týchto škôl písali jeden vstupný test, z výsledkov ktorého sa ukázalo, že nie je významný rozdiel medzi skupinami. Podrobné výsledky sa nachádzajú v článku: *Rybanský – Vrábelová, 2010a*. Učebné materiály s problémovými úlohami s kontextom z reálneho života boli postupne vytvorené v školskom roku 2011/2012 pre 7. ročník, nasledujúci rok pre 8. ročník a v školskom roku 2013/2014 pre 9. ročník. Každý rok na konci školského roka daný ročník písal výstupný test s problémovými úlohami, ktoré boli štatisticky vyhodnotené a publikované. Výsledky testov pre 7. ročník a 8. ročník nájdeme v článkoch: *Kóšová – Szabová – Uhrinová, 2013*, a *Kóšová – Vrábelová, 2014*. Výsledky testov ukázali, že žiaci v experimentálnej skupine dosiahli významne lepšie výsledky v testoch pri riešení problémových úloh než žiaci v kontrolných skupinách. Ďalej sa ukázalo, že žiaci z experimentálnych škôl s vyučovacím jazykom maďarským

dosiahli významne lepšie výsledky ako žiaci z experimentálnych škôl s vyučovacím jazykom slovenským.

2. Hlavná výskumná hypotéza a výskumná vzorka

Hlavná výskumná hypotéza:

Vytvorené učebné materiály prispeli k zvyšovaniu kľúčových matematických kompetencií žiakov 9. ročníka základných škôl.

Výskumnú vzorku tvorilo 486 žiakov deviateho ročníka ZŠ z Nitrianskeho kraja. Niektoré školy tvorili školy s vyučovacím jazykom maďarským.

3. Metódy a výskumné nástroje

Pri výskume bol ako výskumná metóda použitý experiment. Školy boli rozdelené na dve skupiny: kontrolnú a experimentálnu. Kontrolnú skupinu v školskom roku 2013/2014 tvorilo 281 žiakov z 12 škôl a experimentálnu skupinu 206 žiakov z 11 škôl. Ako výskumný nástroj sme použili výstupný didaktický test.

4. Výstupný test a ďalšie výskumné hypotézy

Výstupný test pre 9. ročník obsahoval 6 úloh. Každá úloha mala dve podúlohy. Každá otázka bolo otvorená. Úlohy boli tvorené tak, aby zahŕňali všetky tematické okruhy matematiky pre daný ročník. Žiaci mohli získať za prvú úlohu 4 body, za druhú úlohu 6 bodov, za tretiu, štvrtú a piatu úlohu 5 bodov a za poslednú úlohu 3 body. Žiak mohol z testu získať maximálne 28 bodov. Prvá úloha *Hviezdne vzdialenosti* bola z oblasti matematiky čísla, premenné, početové úkony s číslami. Druhá úloha *Obrazovka smartfónu* zahŕňala oblasti geometria a čísla, premenné, početové úkony s číslami. Tretia úloha *Správny paušál* bola z oblasti logika, dôvodnenie, dôkazy. Štvrtá úloha *Dom Eskimákov* bola orientovaná na geometriu a meranie. Pri piatej úlohe *Kradnuté vozidlá* žiaci použili vedomosti z oblasti vzťahy, funkcie, tabuľky, diagramy. Posledná úloha *Najkrajší hokejista* bola tvorená z oblasti kombinatorika, pravdepodobnosť, štatistika. V článku neuvádzame úlohy, tie sú dostupné na stránke www.kega.fss.ukf.sk.

Na základe výsledkov výstupného testu overujeme nasledovné hypotézy výskumu:

H1: *Úroveň vedomostí žiakov v experimentálnej skupine je významne odlišná od úrovne vedomostí žiakov v kontrolnej skupine v prospech experimentálnej skupiny.*

H2: *Úroveň vedomostí žiakov v školách z experimentálnej skupiny s vyučovacím jazykom slovenským nie je významne odlišná od úrovne vedomostí žiakov v školách z experimentálnej skupiny s vyučovacím jazykom maďarským.*

5. Výsledky výstupného testu

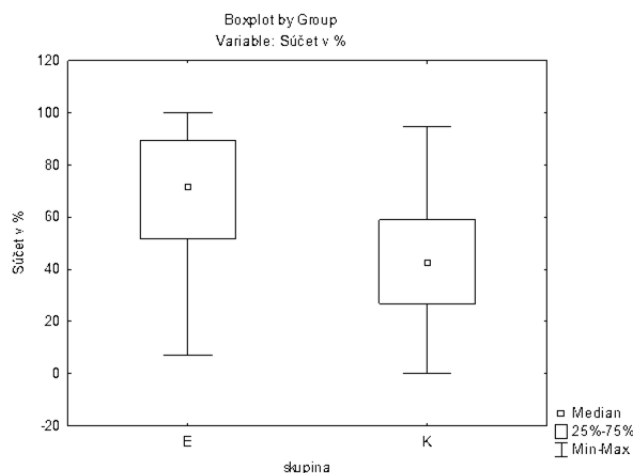
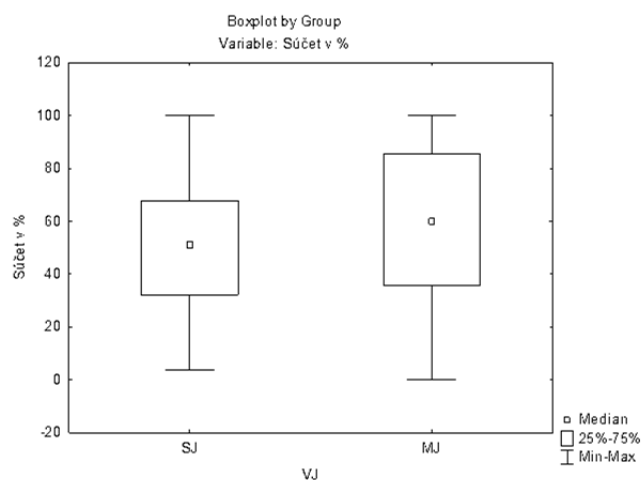
Nakoľko jednotlivé úlohy neboli hodnotené rovnakým počtom bodov, prepočítali sme bodovanie na percentá a pri vyhodnotení sme pracovali s percentuálnou úspešnosťou. Podľa hypotéz sme určili nasledujúce skupiny: experimentálna a kontrolná (E a K), experimentálna skupina s vyučovacím jazykom slovenským a experimentálna skupina s vyučovacím jazykom maďarským (ESJ a EMJ). Pre dané skupiny nájdeme popisné štatistiky v tabuľke 1.

Nakoľko p -hodnoty testu normality (Shapiroho – Wilkovho testu) sú pre skupiny E, K, ESJ, EMJ menšie ako 0,05, rozdelenie počtu bodov v populácii nemožno pre žiadnu z týchto skupín považovať za normálne. Na overenie hypotéz H1 a H2 sme použili neparametrický *Mannov-Whitneyho U test*.

Tab. 1: Popisné štatistiky výstupného testu pre 9. ročník projektu KEGA

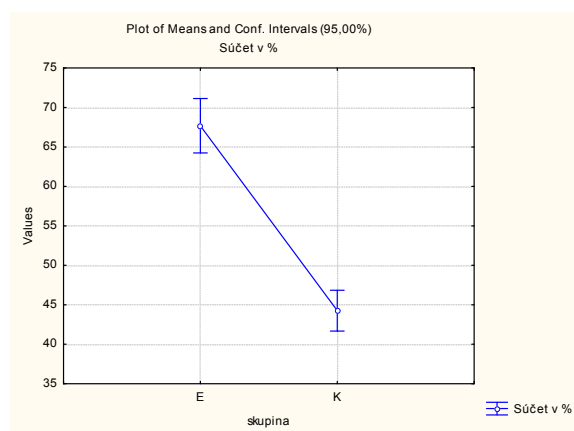
Skup. 1, Skup. 2	Popisné štatistiky – aritmetický priemer percentuálnej úspešnosti z testu (Priemer), smerodajná odchýlka (Smer. od.), počet platných hodnôt (Počet)					
	Priemer Skup. 1	Priemer Skup. 2	Smer. od. Skup. 1	Smer. od. Skup. 2	Počet Skup. 1	Počet Skup. 2
K, E	44,25521	67,68293	22,034843	25,04000	281	205
ESJ, EMJ	69,17293	66,80509	20,86433	27,24185	76	129

Na obrázkoch 1 a 2 sú škatuľové grafy percentuálnej úspešnosti jednotlivých skupín.

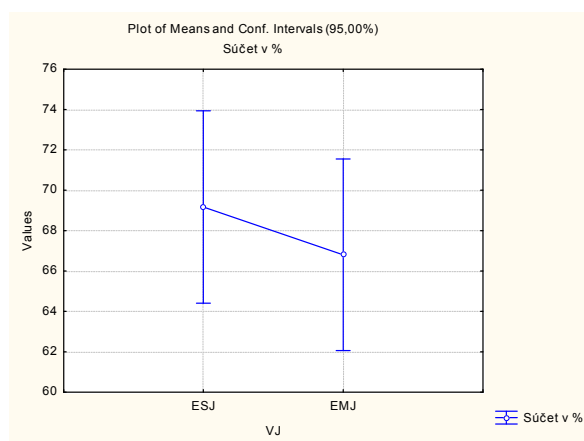
**Obr. 1: Škatuľové grafy percentuálnej úspešnosti pre skupiny E a K****Obr. 2: Škatuľové grafy percentuálnej úspešnosti pre skupiny ESJ a EMJ****Tabuľka 2: Výsledky Mannho-Whitneyho U testu**

Skup.1, Skup. 2	Súčet por. Skup. 1	Súčet por. Skup. 2	U	Z	p	Počet Skup. 1	Počet Skup. 2
K, E	53506	64835	13885	9,759124	0,00	281	205
ESJ, EMJ	7885	13230	4845	0,139059	0,889404	76	129

Grafické znázornenie priemerného počtu bodov v percentách z testu spolu s 95% intervalmi spoľahlivosti dosiahnutého v jednotlivých skupinách možno vidieť na obrázkoch 3 a 4.



Obr. 3: Graf priemerov pre E a K



Obr. 4: Graf priemerov pre ESJ a EMJ

Z výsledkov Mannovho – Whitneyho U testu uvedených v tabuľke 2 i z grafu na obrázku 2 je zrejmé, že rozdiel medzi priemernou úspešnosťou v experimentálnej skupine (67,68293) a v kontrolnej skupine (44,25521) je štatisticky významný v prospech experimentálnej skupiny ($Z = 9,759124$, $p = 0,000$), z čoho vyplýva platnosť hypotézy H1.

Teda zamietame štatistickú hypotézu *Stredné hodnoty percentuálnej úspešnosti testu v populáciách pre skupiny E a K sa rovnajú* resp. *Rozdelenie percentuálnej úspešnosti testu v populáciách pre skupiny E a K je identické*. To znamená, že platí alternatívna štatistická hypotéza *Stredné hodnoty v populáciách pre skupiny E a K sa nerovnajú* resp. *Rozdelenie v populáciách pre skupiny E a K nie je identické*.

Z výsledkov v tabuľke 2 ($Z = 0,139059$, $p = 0,889497$) ďalej vyplýva, že medzi dosiahnutou priemernou percentuálnou úspešnosťou experimentálnych škôl s vyučovacím jazykom slovenským (69,17293) a s vyučovacím jazykom maďarským (66,80509) nie je významný rozdiel. Hypotéza H2 sa potvrdila, teda štatistickú hypotézu, ktorá tvrdí, že *rozdelenie percentuálnej úspešnosti testu v populáciách pre skupiny ESJ a EMJ je identické*,

nezamietame. Medzi dosiahnutými výsledkami žiakov experimentálnych škôl s vyučovacím jazykom maďarským a dosiahnutými výsledkami žiakov experimentálnych škôl s vyučovacím jazykom slovenským nie je štatisticky významný rozdiel.

6. Záver

Na základe výsledkov možno konštatovať, že materiály pripravené pre učiteľov a prostredníctvom nich pre žiakov 9. ročníka ZŠ efektívne prispeli k zvýšeniu kľúčových matematických kompetencií žiakov 9. ročníka ZŠ. Medzi skupinami experimentálna a kontrolná sa preukázal signifikantný rozdiel v prospech experimentálnej skupiny.

V predchádzajúcich výskumoch v rámci projektu sa ukázal rozdiel medzi skupinami experimentálnych škôl s vyučovacím jazykom maďarským a s vyučovacím jazykom slovenským. Boli sme zvedaví, či to tak bude aj pri žiakoch 9. ročníka. Po štatistickej analýze môžeme konštatovať, že pri žiakoch 9. ročníka sa neukázal signifikantný rozdiel medzi skupinami experimentálnych škôl s vyučovacím jazykom maďarským a s vyučovacím jazykom slovenským.

Literatúra

ANDĚL, J. 2003. *Štatistické metódy*. Praha: Matfyzpress.

GAVORA, P. 2001. *Úvod do pedagogického výskumu*. Bratislava: UK.

KÓŠOVÁ, M. – RYBANSKÝ, Ľ. 2011. Štatistické spracovanie výsledkov výstupného testu pre 6. ročník projektu KEGA 3/7001/09. In: *ACTA MATHEMATICA 14*, Nitra: Katedra matematiky FPV UKF, s.117-123.

KÓŠOVÁ, M. – SZABOVÁ, E. – UHRINOVÁ, E. 2013. Štatistické spracovanie výsledkov výstupného testu pre 7. ročník projektu KEGA 015 UKF – 4/2012. In: *ACTA MATHEMATICA 16*, Nitra: Katedra matematiky FPV UKF, s. 124-130.

KÓŠOVÁ, M – VRÁBELOVÁ, M. 2014. Statistical processing of the posttest results of 8th grade of primary school of KEGA 015 UKF – 4/2012 project. In: *ACTA MATHEMATICA 17*, Nitra: Katedra matematiky FPV UKF, s. 95-101.

RYBANSKÝ, Ľ. – VRÁBELOVÁ, M. 2010a. Štatistické spracovanie výsledkov vstupného testu KEGA 3/7001/09. In: *Zborník príspevkov z vedeckej konferencie Pedagogická veda a školská prax v historickom kontexte*, Trnava: Katedra pedagogiky FF Univerzity sv. Cyrila a Metoda v Trnave, s. 175-184.

RYBANSKÝ, Ľ. – VRÁBELOVÁ, M. 2010b. Štatistické spracovanie výsledkov výstupného testu pre 5. ročník projektu KEGA 3/7001/09. In: *ACTA MATHEMATICA 13*, Nitra: Katedra matematiky FPV UKF, s. 225-232.

Adresy autorov:

Antal Csáky, PaedDr.
Katedra matematiky
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre
Tr. A. Hlinku 1
949 74 Nitra
antal.csaky@ukf.sk

Kristína Cafíková, PaedDr.
Katedra matematiky
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre
Tr. A. Hlinku 1
949 74 Nitra
kristina.cafikova@ukf.sk

Štatistické vyhodnotenie didaktického testu z disciplíny Nebezpečné látky a procesy Dangerous Substances and Processes - Statistics Evaluation of Didactic Test

Melánia Feszterová, Marta Vrábelová

Abstract: The article includes evaluation of didactic survey of students in 2nd year bachelor degree study program Occupational Health and Safety (OHS). The article emphasizes the importance of university preparation of future safety technicians and their constant education at OHS. This preparation is the prevention from accidents at work and risks that might endanger as well as cause material damage at the work. The work where safety rules are kept increases efficiency at work and leads to good working results.

Abstrakt: Príspevok obsahuje vyhodnotenie dotazníka študentov 2. ročníka akreditovaného bakalárskeho študijného programu Bezpečnosť a ochrana zdravia pri práci (BOZP). Poukazujeme v ňom na dôležitosť vysokoškolskej prípravy budúcich bezpečnostných technikov a predovšetkým na dôležitosť ich neustáleho vzdelávania v oblasti BOZP. Táto príprava je prevenciou pri predchádzaní pracovným úrazom a rizikám, ktoré môžu ohroziť zdravie a spôsobiť materiálne škody na pracovisku. Práca s podmienkou dodržiavania zásad BOZP výrazne prispieva k zvyšovaniu efektívnosti pracovného procesu a dobrým pracovným výsledkom.

Key words: Questionnaire, Statistical Processing, Didactic Test, Occupational Health and Safety.

Kľúčové slová: dotazník, štatistické spracovanie, didaktický test, bezpečnosť a ochrana zdravia pri práci.

1. Úvod

Všeobecné zásady prevencie a základné podmienky na zaistenie bezpečnosti a ochrany zdravia pri práci (BOZP) a na vylúčenie rizík a faktorov podmieňujúcich vznik pracovných úrazov, chorôb z povolania a iných poškodení zdravia z práce ustanovuje zákon NR SR č. 124/2006 Z. z. o bezpečnosti a ochrane zdravia pri práci v znení neskorších predpisov (*Zákon NR SR č. 124/2006 Z. z.*). Tento zákon sa okrem iného orientuje aj na výchovu a vzdelávanie, ktoré súvisia s BOZP. Výchova a vzdelávanie k bezpečnosti a ochrane zdravia pri práci je nástrojom na systematické utváranie a rozvíjanie odborných vedomostí, schopností a zručností a tiež na kreovanie žiaducich postojov a správanie sa nás všetkých k úlohám v oblasti BOZP, vrátane pracovného prostredia a bezpečnosti technických zariadení a k optimalizácii pracovných podmienok. Ide o primerané včlenenie problematiky BOZP do systému celoživotného vzdelávania zahrňujúce najmä odborné vzdelávanie, prehlbovanie a zvyšovanie kvalifikácie, rekvalifikáciu, doškoľovanie a získavanie nových spôsobilostí a zručností (*Kozík, T. - Lukáčová, D. 2010*).

Problematika bezpečnosti a ochrany zdravia pri práci a metódy prevencie rizík sú predmetom výučby na školách pripravujúcich žiakov a študentov na výkon povolania a ďalšieho vzdelávania dospelých vrátane rekvalifikácií (*Zákon NR SR č. 124/2006 Z. z.*). Výchova a vzdelávanie ako dôležitá súčasť procesu prípravy človeka do pracovného procesu má svoje dôležité postavenie. Jej obsah by mal v hlavných rysoch sledovať aj otázky dodržiavania zásad BOZP. Mal by usmerňovať konanie človeka, predvídať možné riziká s ohľadom na bezpečnú prácu a zachovanie kvality života. Dodržiavanie zásad BOZP prináša so sebou overovanie a upevňovanie získaných teoretických vedomostí, rozvoj zručností a predovšetkým vytváranie návykov bezpečnej práce.

S cieľom dodržiavania zásad bezpečnej práce a ochrany zdravia Katedra techniky a informačných technológií Pedagogickej fakulty Univerzity Konštantína Filozofa v Nitre pravidelne v každom akademickom roku ponúka pre akreditovaný bakalársky študijný program BOZ9b - Bezpečnosť a ochrana zdravia pri práci disciplínu Nebezpečné látky a procesy (NLP). Táto disciplína je určená pre denných a externých študentov 2. ročníka. Povinne voliteľná disciplína NLP je vyučovaná v letnom semestri, v rozsahu 3 hodiny týždenne. Pri tvorbe obsahu disciplíny sa vychádza z cieľa zvýšiť využiteľnosť poznatkov, teoretických vedomostí a odbornosť v praxi budúcich absolventov. Úlohou disciplíny NLP je zachovať kvalitu zdravia, zabrániť stratám na majetku a predchádzať ohrozeniu jednotlivých zložiek životného prostredia.

V príspevku poukazujeme na dôležitosť výchovy a vzdelávania, zameraného na dodržiavanie BOZP ako formy prevencie pred úrazmi pri práci budúcich bezpečnostných technikov a hodnotíme úroveň získaných vedomostí z disciplíny NLP študentov študijného programu BOZ9b a porovnávame úroveň vedomostí študentov denného a externého štúdia.

2. Dôležitosť výchovy a vzdelania v disciplíne Nebezpečné látky a procesy

Cieľom disciplíny Nebezpečné látky a procesy je získať informácie o nebezpečných látkach a požiadavkách ochrany a prevencie pri práci s nimi. Riziko predstavuje pravdepodobnosť vzniku poškodenia zdravia pri práci a stupeň možných následkov na zdraví. Študenti sú oboznamovaní so základnými zásadami bezpečnej práce na pracoviskách, s cieľom minimalizovať riziko ohrozenia zdravia, obohatiť a rozšíriť ich vedomosti v danej oblasti. Zásady prevencie rizík v pracovných priestoroch spočívajú v dokonalom poznaní účinkov chemických látok, chemických zmesí a v dodržiavaní bezpečnostných predpisov pri manipulácii s nimi. Disciplína NLP je zameraná na poznatky a vedomosti súvisiace s nebezpečnými chemickými látkami a zmesami s predpísanou klasifikáciou, označením a vymedzením koncentračných limitov. Fyzikálne, chemické a biologické faktory sú zdravie škodlivé faktory životného prostredia a pracovného prostredia, ktoré podľa súčasných poznatkov vedy spôsobujú alebo môžu spôsobiť poruchy zdravia. Sú to ľudský organizmus zaťažujúce faktory vyplývajúce zo životných podmienok, ktoré nepriaznivo ovplyvňujú fyziologické a psychické funkcie ľudí (*Zákon NR SR č. 124/2006 Z. z.*). Preto je dôležité, aby tieto faktory ako aj faktory ovplyvňujúce psychickú pracovnú záťaž a sociálne faktory neohrozovali bezpečnosť a zdravie zamestnancov (*Zákon NR SR č. 355/2007 Z. z.*).

Zvýšená pozornosť z hľadiska BOZP sa sústreďuje na tie povolania, v ktorých zamestnanci môžu byť ohrození a vystavení rizikám spojeným s prácou. Zásady BOZP vymedzujú základné okruhy opatrení, ktoré sú orientované na ochranu zdravia a zníženie počtu pracovných úrazov. S cieľom zaistenia bezpečnosti a ochrany zdravia pri práci sú vykonávané opatrenia so zreteľom na všetky okolnosti týkajúce sa práce a v súlade s právnymi predpismi a ostatnými predpismi na zaistenie bezpečnosti a ochrany zdravia pri práci, zlepšované pracovné podmienky a prispôbované zamestnancom, zisťované nebezpečenstvá a ohrozenia, posudzované riziko a vypracovávaný písomný dokument o posúdení rizika pri všetkých činnostiach (*Zákon NR SR č. 124/2006 Z. z.*). Je zabezpečované, aby pracoviská, komunikácie, pracovné prostriedky, materiály, pracovné postupy, výrobné postupy, usporiadanie pracovných miest a organizácia práce neohrozovali bezpečnosť a zdravie zamestnancov.

Disciplína NLP sa okrem dodržiavania bezpečnostných pravidiel pri manipulácii, skladovaní, označovaní, likvidácii a preprave nebezpečných látok a zmesí zameriava na zákony a vykonávacie predpisy a platnú legislatívu o chemických látkach a procesoch. Základným dokumentom v kontexte novej chemickej legislatívy REACH - nariadenia o registrácii, hodnotení, autorizácii a obmedzovaní chemických látok, je Karta

bezpečnostných údajov (KBÚ). Pôvodné požiadavky nariadenia REACH na KBÚ boli ďalej upravené tak, aby zohľadnili pravidlá GHS (Globálneho harmonizovaného systému) (Nariadenie Európskeho parlamentu a Rady (ES) č. 1272/2008). REACH ustanovuje jednotné pravidlá uvádzania chemikálií na trh v krajinách EÚ. Toto nariadenie takisto priamo súvisí s nariadením o klasifikácii, označovaní a balení látok a zmesí (CLP), ktorým sa zavádzajú výstražné a bezpečnostné upozornenia a piktogramy predstavujúce dôležitý zdroj informácií pre ochranu na pracovisku (*Globally Harmonised System of Classification and Labelling of Chemicals – GHS, 2007*). Cieľom je upraviť používanie chemikálií tak, aby sa minimalizovali možné riziká pre ľudí a životné prostredie. Je dôležité, aby každý, kto príde do kontaktu s chemickou látkou a chemickou zmesou dostal hodnoverné informácie o ich vlastnostiach a o podmienkach bezpečného zaobchádzania s nimi (Porubská, M.- Feszterová, M.- Jomová, K. 2012).

3. Prieskum

Do prieskumu, ktorého výsledky uvádzame, boli zapojení respondenti, ktorí absolvovali disciplínu NLP v akademickom roku 2013-2014 v počte 40 denných študentov a 17 externých študentov. Denní študenti (13 žien, 27 mužov) boli vo veku 21-23 rokov a externí študenti (6 žien, 11 mužov) boli vo veku 22-50 rokov. Cieľom prieskumu bolo predovšetkým zistiť úroveň vedomostí študentov po absolvovaní povinnej disciplíny, porovnať úroveň vedomostí študentov denného a externého štúdia, skúmať závislosť úrovne vedomostí od veku, závislosť úrovne vedomostí od účasti na cvičeniach a využívanie e-learningového kurzu v závislosti od typu štúdia.

Ako výskumný nástroj bol použitý dotazník. Respondenti boli oboznámení so spôsobom vyplňania dotazníka – zakrúžkovaním jednej možnosti, resp. doplnením odpovede. Prieskum bolo rozdelený do 3 oblastí: všeobecná oblasť, vedomosti a poznatky - didaktický test, práca s e-learningovým kurzom Nebezpečné látky a procesy v prostredí LMS Moodle na stránke Univerzity Konštantína Filozofa v Nitre.

Všeobecná oblasť bola v dotazníku zastúpená 3 položkami týkajúcimi sa pohlavia, dôvodu výberu štúdia študijného programu BOZ9b a vplyvu okolia na rozhodnutie študovať bakalársky študijný podprogram BOZ9b.

Získané vedomosti a poznatky - položky O4 - O23 boli otvorené alebo uzavreté otázky didaktického testu zamerané na obsah učiva disciplíny NLP. Didaktický test teda obsahoval 20 otázok. Odpovede na otázky boli hodnotené binárne: 0 - nesprávna odpoveď, 1 - správna odpoveď. Každému študentovi bola priradená percentuálna úspešnosť testu.

E - learningový kurz s názvom Nebezpečné látky a procesy tvorilo 5 položiek súvisiacich s prácou v rámci kurzu a vzájomným prepojením na absolvované semináre.

4. Výsledky prieskumu a ich interpretácia

Z vyhodnotených výsledkov možno vyvodit' zaujímavé závery, preto považujeme za potrebné priblížiť interpretáciu vybraných odpovedí respondentov. Z odpovedí na položky dotazníka zo všeobecnej oblasti sme zistili, že do prieskumu bolo zapojených 19 žien a 38 mužov, teda muži majú väčší záujem o štúdium v študijnom programe BOZ9b ako ženy.

Z odpovedí na položku „Prečo ste sa rozhodli študovať študijný program BOZ9b?“, 78,9 % respondentov odpovedalo, že chcú pracovať v tejto oblasti.

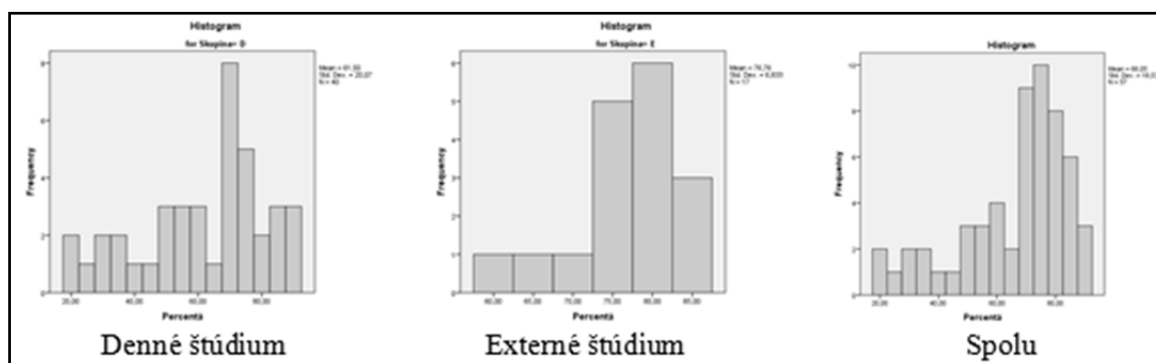
Pri položke „Kto Vás ovplyvnil pri voľbe povolania?“ 49,1 % respondentov išlo študovať s vlastného rozhodnutia a 28,1 % respondentov ovplyvnila rodina.

Úroveň vedomostí z disciplíny NLP sme hodnotili na základe percentuálnej úspešnosti didaktického testu. Deskriptívne charakteristiky percentuálnej úspešnosti sú uvedené v Tab. 1.

Študenti denného štúdia dosiahli aritmetický priemer 61,5 %, teda ich úroveň vedomostí je v priemere nižšia ako úroveň vedomostí študentov externého štúdia, ktorí dosiahli aritmetický priemer 76,8 %. Variabilita vedomostí študentov denného štúdia je vyššia ako variabilita vedomostí študentov externého štúdia. V danom štúdiu (akadem. rok 2013/2014) smerodajná odchylka u študentov denného štúdia bola 20,07 % a u študentov externého štúdia bola 6,83 %. Minimálna úspešnosť u študentov denného štúdia bola 20 %, kým u študentov externého štúdia to bolo až 60 %.

Tab. 1: Deskriptívne charakteristiky percentuálnej úspešnosti didaktického testu

Charakteristiky	Skupina		
	Denné štúdium	Externé štúdium	Spolu
Počet	40	17	57
Aritmetický priemer	61,5000	76,7647	66,0526
Smerodajná odchýlka	20,07039	6,83309	18,53416
Medián	70,0000	80	70,0000
Minimum	20,00	60,00	20,00
Maximum	90,00	85,00	90,00
<i>p</i> -hodnota Shapirovo-Wilkovho testu	0,021	0,031	0,000



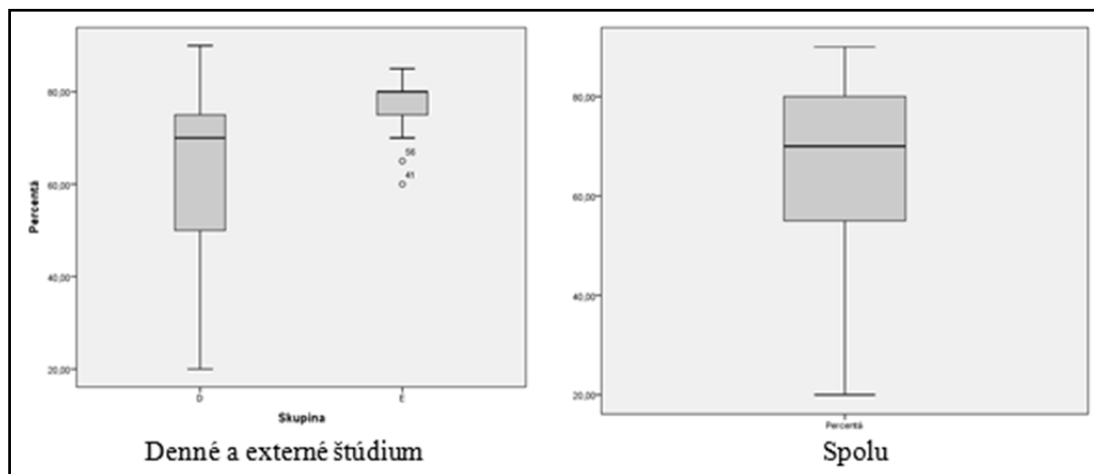
Obr. 1: Histogramy rozdelenia početností percentuálnej úspešnosti

Na testovanie rovnosti rozdelení percentuálnej úspešnosti v populácii študentov denného a v populácii študentov externého štúdia sme použili neparametrický Mannov - Whitneyov test, lebo v skupinách denných aj externých študentov nie je splnený predpoklad normality rozdelenia percentuálnej úspešnosti (*p* - hodnoty Shapirovho - Wilkovho testu uvedené v Tab. 1 sú 0,021 a 0,031) a tiež nie je splnený predpoklad rovnosti rozptylov (čo vidieť na Obr. 2). Hodnota Mannovho - Whitneyovho U testu je 170 a príslušná asymptotická dvojstranná *p* - hodnota je 0,003, teda je menšia ako 0,05, preto hypotézu o rovnosti rozdelení percentuálnej úspešnosti v populácii denných študentov a v populácii externých študentov zamietame. Môžeme povedať, že skupina študentov externého štúdia dosiahla významne lepšie výsledky ako skupina študentov denného štúdia.

Skúmali sme tiež závislosť percentuálnej úspešnosti od veku študenta. Vypočítali sme neparametrickú mieru lineárnej závislosti - Spearmanov koeficient korelácie premenných *percentuálna úspešnosť* a *vek*, ktorý má hodnotu 0,356 a táto hodnota je významná, pretože jej príslušná *p* - hodnota je 0,007 (Anděl, J. 2003). To znamená, že *percentuálna úspešnosť testu* a *vek* sú závislé premenné.

Z tretej oblasti položiek súvisiacich s e-learningovým kurzom NPL nás zaujímala závislosť odpovedí na otázky O25 a O28, O26 a type štúdia. Ide o závislosť obťažnosti učenia od účasti

na cvičeniach a o závislosť využívania vedomostí, poznatkov a informácií z e-learningového kurzu, ktorý bol otvorený v prostredí LMS Moodle na stránke Univerzity Konštantína Filozofa v Nitre.

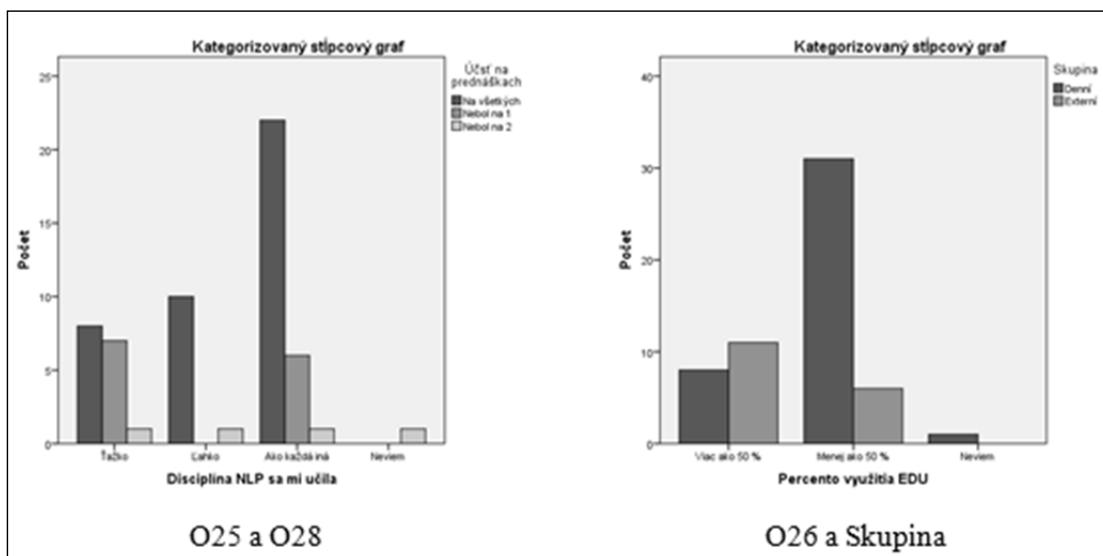


Obr. 2: Škatuľové grafy percentuálnej úspešnosti

Tab. 2: Testovanie nezávislosti odpovedí na otázky O25 a O28, O26 a Skupina

Otázky	Hodnota chí-kvadrát	p -hodnota	Hypotézu o nezávislosti
O25 a O28	21,236	0,002	zamietame
O26 a Skupina	10,852	0,004	zamietame

Hypotézu o nezávislosti premenných O25 a O28 zamietame, pretože hodnota chí-kvadrát testu nezávislosti je 21,236 a p -hodnota je 0,002. Zo 40 študentov, ktorí boli na všetkých cvičeniach sa 10 učili ľahko, 22 sa disciplína NLP učila ako každá iná disciplína a 8 študenti uviedli, že NLP sa im učilo ťažko. Zo 17 študentov, ktorí mali neúčast' aspoň na jednom cvičení sa 8 učilo ťažko a len jednému študentovi sa učilo ľahko. (Obr. 3a)



Obrázok 3a -3b: Kategorizované stĺpcové grafy pre počty odpovedí na otázky O25 a O28, O26 a Skupina

Nezávislosť odpovedí na otázku O26 od skupiny zamietame, lebo p -hodnota chí - kvadrát test je 0,004. Študenti externého štúdia vo väčšej miere využívali e - learningový kurz, zo 17

študentov 11 študentov použilo viac ako 50% prednášok uložených na EDU, kým zo 40 študentov denného štúdia to bolo len 8 študentov (Obr. 3b).

5. Záver

Pri hodnotení sme zistili, že externí študenti majú vyššiu úroveň vedomostí z disciplíny Nebezpečné látky a procesy študijného programu XBOZ9b ako denní študenti. Tento poznatok môže súvisieť s tým, že externí študenti sú všetci zaradení do pracovného pomeru a využívajú získané vedomosti v praxi. Zistili sme závislosť úrovne vedomostí od veku. Ďalej sme zistili, že študentom, ktorí navštevujú cvičenia sa ľahšie študuje uvedená disciplína. Z prieskumu vyplýva, že účasť na cvičeniach je nevyhnutným predpokladom pre lepšie pochopenie a osvojenie učiva.

6. Literatúra

ANDĚL, J. 2003. Statistické metody. Praha: MATfyzpress, 2003, ISBN 80-86732-08-8.

GAVORA, P. 2001. Úvod do pedagogického výskumu. Bratislava: UK, 2001, ISBN 80-223-1628-8.

Globally Harmonised System of Classification and Labelling of Chemicals – GHS, 2nd revised edition. UN publ. ST/SG/AC.10/11/Rev.4.Geneva 2007.

KOZÍK, T. - LUKÁČOVÁ, D. 2010. *Bezpečnosť a ochrana zdravia pri práci – súčasť univerzitného štúdia*. In Cywilizacyjne wyzwania edukacji zawodowej : wybrane problemy współczesnej edukacji zawodowej w Polsce i na Słowacji. Rzeszow : Max Druk – Drukarnia Medyczna, ISBN 978-83-61483-76-2, s. 53-56.

Nariadenie Európskeho parlamentu a Rady (ES) č. 1272/2008 z 16. decembra 2008 o klasifikácii, označovaní a balení látok a zmesí, o zmene, doplnení a zrušení smerníc 67/548/EHS s 1999/45/ES a o zmene a doplnení nariadenia ES č. 1907/2006. Brusel 2008. Úradný vestník EÚ L 353, 31.12.2008, s. 1-1355.

PORUBSKÁ, M.- FESZTEROVÁ, M.- JOMOVÁ, K. 2012. Klasifikácia nebezpečných chemických látok a zmesí v súčasnej legislatíve EÚ. In Kozík, T. - Brečka, P. (Eds.). *Celoživotné vzdelávanie v oblasti BOZP 2012* zborník príspevkov z medzin. ved. sympózia Nitra : UKF, 2012. ISBN 978-80-558-0072-1, s. 209-216.

Zákon NR SR č. 124/2006 Z. z. o bezpečnosti a ochrane zdravia pri práci v znení neskorších predpisov.

Zákon NR SR č. 355/2007 Z. z. zákon o ochrane, podpore a rozvoji verejného zdravia a o zmene a doplnení niektorých zákonov.

Adresy autorov:

Melánia Feszterová, doc. Ing. PhD.
Katedra chémie, UKF
Tr. A. Hlinku 1,
949 01 Nitra 1
mfeszterova@ukf.sk

Marta Vrábelová, doc. RNDr. CSc.
Katedra matematiky UKF
Tr. A. Hlinku 1,
949 01 Nitra 1
mvrabelova@ukf.sk

Analýza hodnotenia výsledkov skúšok z matematiky a štatistiky na FEM SPU v Nitre

The analysis of exams outcomes of Mathematics and Statistics at FEM SUA in Nitra

Radomíra Hornyák Gregáňová, Miriam Pietriková, Dana Országhová

Abstract: In the paper we present the analysis of exams results of Mathematics and Statistics at the Faculty of Economics and Management at the Slovak University of Agriculture in Nitra. Feedback is an important part of educational process and through analysis of study outcomes we can evaluate its quality. The main aim of this paper is the analysis of exams results of compulsory subjects Mathematics and Statistics and we verify the hypothesis if the data dependence exists between the exams outcomes of mentioned subjects.

Abstrakt: V príspevku prezentujeme analýzu hodnotenia výsledkov skúšok z matematiky a štatistiky na Fakulte ekonomiky a manažmentu Slovenskej poľnohospodárskej univerzity v Nitre. Spätná väzba je dôležitou súčasťou vzdelávacieho procesu a prostredníctvom analýzy študijných výsledkov skúšok možno posudzovať jeho kvalitu. Hlavným cieľom tohto príspevku je analýza hodnotenia výsledkov skúšok povinných predmetov Matematika a Štatistika a overenie existencie závislosti medzi výsledkami skúšok uvedených predmetov.

Key words: Mathematics, Statistics, exams outcomes, average mark, dependence between exams outcomes.

Kľúčové slová: Matematika, Štatistika, výsledky skúšky, priemerná známka, závislosť medzi výsledkami skúšok.

1. Úvod

Vyučovanie matematiky a štatistiky má dlhoročnú tradíciu na Fakulte ekonomiky a manažmentu Slovenskej poľnohospodárskej univerzity (FEM SPU) v Nitre. Povinné predmety Matematika a štatistika poskytujú aparát a metódy, ktoré majú aplikáciu vo vedeckej aj odbornej činnosti v rôznych oblastiach. Obsah, metódy a formy uplatňované v matematickom vzdelávaní na vysokých školách sa menia podľa aktuálnych požiadaviek odborných katedier, nových vzdelávacích trendov a praxe. Dobrý vzťah študentov k matematike je podmienený mnohými faktormi a je potrebné vytvárať ho už od základnej školy (Országhová, Gregáňová, 2014).

V rámci bakalárskeho stupňa štúdia na FEM SPU v Nitre sú vyučované povinné predmety Matematika I, A v zimnom semestri 1. ročníka štúdia, Matematika II, B v letnom semestri 1. ročníka štúdia a Štatistika v zimnom semestri 2. ročníka štúdia. Katedra matematiky FEM SPU v Nitre vyučuje na FEM predmety Matematika I, A, Matematika II, B a Katedra štatistiky a operačného výskumu FEM SPU v Nitre zabezpečuje výučbu predmetu Štatistika.

2. Materiál a metódy

Predmety Matematika I, A, Matematika II, B a Štatistika tvoria jadro znalostí bakalárskeho štúdia na FEM SPU v Nitre. Sú to predmety, z ktorých vedomosti sú ďalej používané v odborných predmetoch vyučovaných na FEM SPU v Nitre v rámci bakalárskeho a aj inžinierskeho štúdia. Z uvedených dôvodov považujeme za potrebné vykonať analýzu výsledkov skúšok uvedených predmetov, čím získame predstavu, ako študenti zvládli tieto predmety, a či existuje závislosť medzi výsledkami skúšok z jednotlivých predmetov.

Hlavným motívom bolo zistiť, či existujú štatisticky významné rozdiely medzi výsledkami skúšok študentov z uvedených predmetov. Študijné výsledky povinných predmetov

Matematika I, A, Matematika II, B a Štatistika boli vyhodnocované s použitím štandardných štatistických metód.

Pri vyhodnotení výsledkov prieskumu použité základné metódy deskriptívnej štatistiky a testovania hypotéz. Existencia štatisticky významných vzťahov medzi získanými hodnoteniami bola overovaná pomocou χ^2 -testu. Štatisticky preukaznú existenciu rozdielov v hodnotení sme posudzovali na základe významnosti testovacej charakteristiky (p -hodnoty), čo je pravdepodobnosť chyby, ktorej sa dopustíme, ak zamietneme testovanú hypotézu. V prípade, že bola p -hodnota (p -value) testovacej charakteristiky menšia než 0,05, nulovú hypotézu o rovnosti pozorovaných znakov zamietame, a rozdiel v hodnotách štatistického znaku považujeme za štatisticky významný (Pacáková a kol., 2009).

Pre vzájomné porovnanie výsledkov skúšok medzi jednotlivými predmetmi Matematika I,A (ďalej MatI) a Matematika II,B (ďalej MatII); MatI a Štatistika (ďalej Štat); MatII a Štat sme použili párový t -test (Hendl, 2012).

V našom prípade máme štatistické vzorky rozsahu n a skúmame dva štatistické znaky - prvý pozorovaný znak X sú výsledky skúšok z predmetov Matematika I alebo Matematika II (1. ročník) a druhý pozorovaný znak Y sú výsledky skúšok predmetov Matematika II alebo Štatistika (2. ročník).

Testovali sme nasledovnú nulovú hypotézu H_0 : Medzi pozorovanými znakmi X a Y nie je závislosť. Oproti alternatívnej hypotéze H_1 : Medzi pozorovanými znakmi X a Y je závislosť.

Ako testovacie kritérium použijeme štatistiku χ^2 , ktorá je daná vzťahom

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^m \frac{(f_{ij} - o_{ij})^2}{o_{ij}}.$$

Testovacia štatistika χ^2 má za platnosti testovanej hypotézy H_0 χ^2 - rozdelenie s počtom stupňov voľnosti $r = (k-1)(m-1)$. Testovanú hypotézu H_0 zamietame na hladine významnosti α , ak hodnota testovacieho kritéria χ^2 prekročí kritickú hodnotu $\chi^2_{\alpha}(r)$. Kritickú hodnotu $\chi^2_{\alpha}(r)$ nájdeme v tabuľke kritických hodnôt. (Markechová kol., 2011).

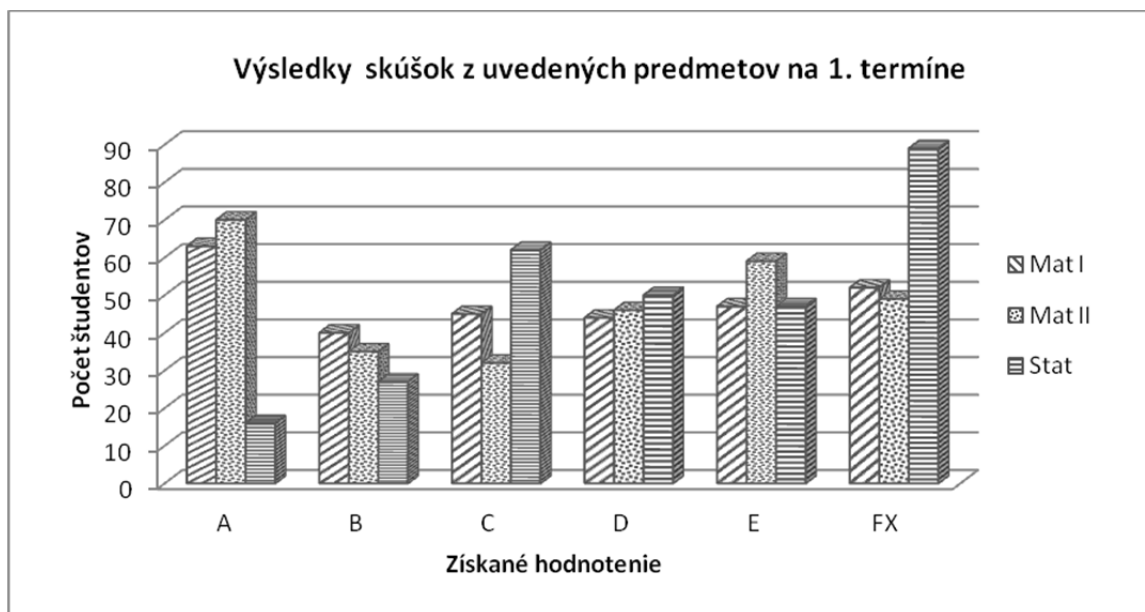
Vyhodnotenie študijných výsledkov z matematiky a štatistiky bolo uskutočnené pomocou programu Microsoft Excel 2010.

3. Výsledky a diskusia

V príspevku porovnáваме výsledky skúšok z predmetov Matematika I, A, Matematika II, B a Štatistika s cieľom zistiť, či existujú štatisticky významné rozdiely medzi výsledkami skúšok z uvedených predmetov.

Použili sme výsledky skúšok z akademických rokov 2013/14 (MatI a MatII) a následne 2014/15 (Štat). Výsledky skúšok z jednotlivých predmetov sú hodnotené štandardnou stupnicou ECTS A(1), B(1,5), C(2), D(2,5), E(3), FX(4).

Grafické vyhodnotenie výsledkov skúšok z jednotlivých predmetov na riadnom termíne je uvedené v grafe č. 1.



Graf 1: Výsledky skúšok z uvedených predmetov na prvom termíne

Na základe grafického znázornenia, ako aj podrobnejších výsledkov uvedených v tabuľke 1 môžeme predpokladať existenciu rozdielov v získanom hodnotení študentov pri absolvovaní skúšky v riadnom termíne z uvedených predmetov v neprospech predmetu Štatistika, kde hodnotenie A získalo len 16 študentov (5,5%) a hodnotenie FX viac ako 80 študentov (30,58%). Pri použití takéhoto istého spôsobu hodnotenia zistíme, že najlepšie obstáli študenti pri hodnotení v predmete Matematika II, kde 70 študentov (24,05%) v riadnom termíne získalo hodnotenie A, čo je takmer 4,4-násobne viac ako v Štatistike. Študentov, ktorí nezvládli prípravu na skúšku vykonanú v riadnom termíne, bolo pri porovnávaní predmetov zaznamenaných najmenej v Matematike II (49 študentov; 16,84%).

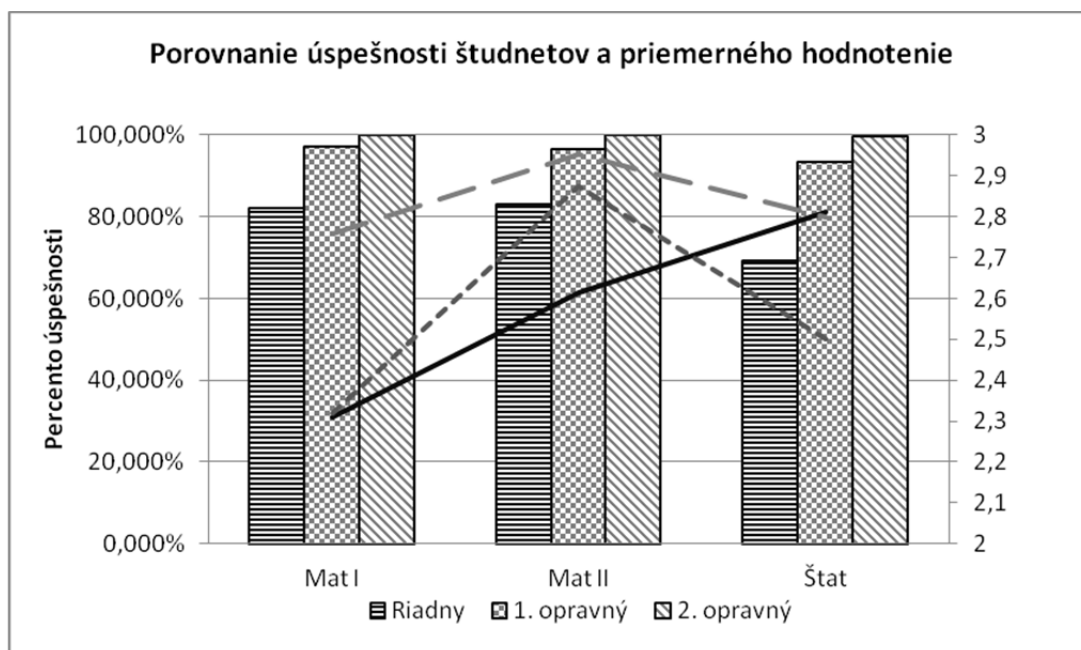
Tab. 1: Porovnanie úspešnosti študentov v predmetoch podľa jednotlivých termínov

Predmet		Matematika I, A			Matematika II, B			Štatistika		
Typ termínu		Riadny	1. opravný	2. opravný	Riadny	1. opravný	2. opravný	Riadny	1. opravný	2. opravný
Udelená známka	A	21,65%	5,77%	-	24,05%	2,08%	-	5,50%	-	-
	B	13,75%	9,62%	-	12,03%	2,08%	10,00%	9,28%	-	-
	C	15,46%	17,31%	-	11,00%	12,50%	20,00%	21,31%	12,94%	-
	D	15,12%	21,15%	37,50%	15,81%	27,08%	30,00%	17,18%	28,24%	53,33%
	E	16,15%	30,77%	62,50%	20,27%	35,42%	40,00%	16,15%	36,47%	40,00%
	FX	17,87%	15,38%	-	16,84%	20,83%	-	30,58%	22,35%	6,67%
Spolu		100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%
		291	52	8	291	48	10	291	85	15
Počet študentov hodnotených na danom termíne										

V tabuľke 1 je uvedená štruktúra úspešnosti študentov a ich hodnotenia v jednotlivých predmetoch, kde je zároveň skúmaný aj termín vykonania skúšky. Ak porovnáme predmety Mat I a Mat II zistíme, že v najväčší podiel majú študenti, ktorí vykonali skúšku v riadnom termíne a získali najlepšie možné hodnotenie tzn. A. Pri analyzovaní výsledkov udelených v 1. opravnom termíne konštatujeme, že takmer 1/3 študentov (od 30,77% - 36,47%) získala hodnotenie na úrovni E. Študenti, ktorí nezvládli skúšku ani v 1. opravnom

termíne tvorili približne 20% skúšaných študentov, s výnimkou predmetu MatI, kde tvorili len 15,38% zúčastnených. Za prekvapivý môžeme považovať výsledok hodnotenia úspešnosti študentov v 2. opravnom termíne, kde v matematických predmetoch získalo najviac študentov hodnotenie E, ale v hodnotení predmetu Štatistika dominovala známka D, ktorou bolo ohodnotených viac ako polovica zúčastnených študentov.

Pri hlbšej analýze úspešnosti študentov, ktorá je prezentovaná aj v grafe 2, zistíme že celková úspešnosť študentov v riadnom termíne je najvyššia v Matematike II, kde dosahuje 83,16%, druhou v poradí je Matematika I s úspešnosťou 82,12% a predmet Štatistika v riadnom termíne zvládli viac ako 2/3 študentov (69,42%). V prvom opravnom termíne dosahuje úspešnosť študentov vo všetkých predmetoch viac ako 90%.



Graf 2: Porovnanie úspešnosti študentov a priemerného hodnotenia

V grafe 2 je zároveň prezentovaná hodnota priemernej získanej známky v závislosti od predmetu a termínu absolvovania skúšky. Priemerná známka z predmetu Mat I sa pohybuje v intervale od 2,31 do 2,81 a ako jediná má rastúci trend. Vývoj priemernej známky pre predmety Mat II a Štat má podobný priebeh, keď najlepšie priemerné hodnotenie bolo zistené pre riadny termín vykonania skúšky a naopak najhoršie hodnotenie bolo zistené pre skúšky vykonané v 1. opravnom termíne.

Uvedené zistenia boli predmetom ďalšej analýzy, nakoľko priemerná známka v riadnom termíne v predmetoch MatI a MatII dosiahla približne rovnakú hodnotu (2,309 resp. 2,318). Podobne priemerná známka udelená v 2. opravnom termíne v MatI a Štat dosahuje takmer rovnakú hodnotu (2,813 a 2,800).

Zhoda v priemernej známke sa potvrdila v prípade porovnania priemernej známky získanej v riadnom termíne v predmetoch Mat I a Mat II. Pri skúmaní zhody priemerných hodnotení, keď boli porovnávané priemerné hodnotenia matematiky a štatistiky, bola zistená existencia vysoko preukazných rozdielov medzi nimi (tabuľka 2).

Ak sa však predmetom nášho skúmania stala hypotéza, že v prípade priemerných výsledkov hodnotenie získaných v 2. opravnom termíne neexistuje medzi nimi štatisticky preukazný rozdiel, tak na základe hodnôt p-hodnoty (p-value), ktoré vo všetkých troch porovnávaných prípadoch dosahujú hodnotu väčšiu ako 0,05, tak túto hypotézu nezamietame,

tzn. že môžeme tvrdiť, že v prípade známok udelených na tretom termíne skúšky neexistuje medzi nimi štatisticky preukazný rozdiel.

Tab. 2: Verifikácia existencie rozdielov a závislosti

	priemerné hodnotenie získané v riadnom termíne	priemerné hodnotenie získané v 2.opravnom termíne	hodnota testovacej štatistiky	
	p-value	p-value	χ^2	KH
Mat I vs. Mat II	0,8974	0,1225	12,5364	37,6525
Mat I vs. Štat	5,2473E-11	0,9392	19,3906	
Mat II vs. Štat	1,8368E-11	0,1250	15,9297	

V tabuľke 2 sú prezentované aj zosumarizované výsledky skúmania existencie závislosti v získaných hodnoteniach študentov. Z prezentovaných výsledkov je zrejmé, všetky hodnoty vypočítanej testovacej charakteristiky χ^2 nadobúdajú hodnotu menšiu ako je na základe tabuliek χ^2 testu stanovená kritická hodnota. Z uvedeného vyplýva, že ani v jednom skúmanom prípade neexistuje závislosť medzi získanými hodnoteniami študentov.

4. Záver

Použitím štatistických metód sa nám potvrdilo, že existujú rozdiely v úspešnosti absolvovania a aj hodnotenia predmetov, ktoré sú považované za základné pre každého študenta ekonómie a ich úspešné zvládnutie je považované za základný predpoklad úspešného absolvovania celého vysokoškolského štúdia. Za najúspešnejšie zvládnutý predmet môžeme na základe analýzy považovať predmet Matematika II,B, kde viac ako 36% študentov získalo hodnotenie A v riadnom termíne skúšky a celkovo hodnotenie v tomto termíne získalo až 83,16% všetkých študentov. Skúmaním závislosti medzi hodnoteniami získanými v jednotlivých predmetov sa jej existencia nepotvrdila.

Literatúra

- [1] HENDL, J. 2012. Přehled statistických metod : analýza a metaanalýza dat. 4. rozšírené vydanie. Praha: Portál, s r.o., 2012, 736 s. ISBN 978-80-262-0200-4
- [2] MARKECHOVÁ, DAGMAR – STEHLÍKOVÁ, BEÁTA – TIRPÁKOVÁ, ANNA. 2011. *Štatistické metódy a ich aplikácie*. Nitra, UKF, 2011, 534 s. ISBN 978-80-8094-807-8
- [3] ORSZÁGHOVÁ, D. - GREGÁNOVÁ, R. 2014. Štúdium matematiky v cudzom jazyku ako syntéza matematických a jazykových kompetencií študentov. In *Forum statisticum Slovacum*. Roč. 10, č. 2/2014, s. 101-106. ISSN 1336-7420
- [4] PACÁKOVÁ, V. A KOL. 2009. *Štatistické metódy pre ekonómov*. Bratislava: Iura Edition, spol. s r. o., 2009, s. 411. ISBN 978-80-8078-284-9

Adresa autorov:

Radomíra Hornyák Gregánová, Mgr., PhD.
Dana Országhová, doc., RNDr., CSc.
Katedra matematiky FEM SPU v Nitre
Tr. A. Hlinku 2
949 76 Nitra
radomira.greganova@uniag.sk
dana.orszaghova@uniag.sk

Miriám Pietriková, Ing., PhD.
Katedra štatistiky a operačného výskumu
FEM SPU v Nitre
Tr. A. Hlinku 2
949 76 Nitra
miriam.pietrikova@uniag.sk

Pohľad na vybrané aspekty štruktúry ekonomiky v roku 2010¹ View on selected aspects of the structure of the economy in 2010

Jozef Chajdiak

Abstract: Paper contains a tabular presentation of the volume of assets, sales revenue and volume of personnel costs by NACE divisions for companies exhibiting statement balance sheet and profit and loss account.

Abstrakt: Príspevok obsahuje tabuľkovú prezentáciu objemu majetku, objemu tržieb, objemu osobných nákladov a objemu majetku podľa divízií SK NACE za podniky výkazujúce výkaz Súvaha a Výkaz ziskov a strát.

Key words: property, personal expenses, revenues, value added, Number of companies, division

Kľúčové slová: majetok, osobné náklady, tržby, počet podnikov, divízie

Úvod

Podniky spolu s daňovým priznaním odovzdávajú aj výkaz Súvaha a Výkaz ziskov a strát. K dispozícii boli súbory vyplnených výkazov Súvaha a Výkaz ziskov a strát. Autor mal k dispozícii údaje o tržbách (súčet tržieb za náklady za predaný tovar + tržby za vlastné výrobky a služby + tržby za predaný dlhodobý majetok a materiál), osobné náklady a majetok a celkovú pridanú hodnotu. Uvedené údaje boli k dispozícii za vyše 104 tisíc podnikov v roku 2010. Zdrojom údajov je firma Criff.

1. Východiskové údaje

Hodnoty údajov autor prepočítal z € na 1000 €. Úlohou autora bolo transformovať súbor podnikov zo všeobecného podnikového formátu na agregáty zodpovedajúce divíziám SK NACE a vyjadrené v 1000€.

Údaje sú v tab.1 a tab.2. Tab.1 opisné štatistiky tržieb počítané pre jednotlivé divízie SK NACE usporiadané v klesajúcom poriadku podľa objemu priemerných tržieb. Obsahuje údaje Kód divízie SK NACE, f a n – podiel a počet podnikov, q – priemer tržieb (v tisíc eur), PH1 – priemer pridanej hodnoty (v tisíc eur) PH1, S001 – majetok (priemer divízie na podnik v tisíc eur), V12 – osobné náklady (v priemer tisíc eur). V tab. 1 sú údaje členené podľa priemeru veľkosti podniku určenej priemernými tržbami v divízii.

TAB.1- Vybrané hodnoty ukazovateľov (v tisíc € na 1 podnik v divízii)

NACE2	f	n	q	s001	v12	ph1
19	0,01%	15	255 313	137 229	5 539	16 474
29	0,16%	172	44 857	24 675	3 200	8 832
21	0,02%	20	13 886	19 146	1 706	6 235
24	0,09%	94	13 878	13 431	1 481	3 595
36	0,03%	27	13 376	87 746	4 792	8 581

¹ Príspevok bol vypracovaný v rámci riešenia úlohy VEGA č. 1/0335/13: "Štatistická analýza vybraných ukazovateľov konkurencieschopnosti na súbore podvojne účtujúcich podnikov SR.

NACE2	f	n	q	s001	v12	ph1
5	0,33%	341	12 169	9 192	734	2 880
53	0,05%	56	8 154	8 546	3 162	3 966
61	0,17%	179	7 462	15 915	1 070	3 818
5	0,00%	2	7 145	6 908	2 918	3 786
92	0,15%	160	6 992	1 665	286	643
17	0,12%	125	6 519	4 722	503	1 652
0	0,01%	6	6 456	2 271	1 318	1 990
9	0,01%	8	5 471	10 550	410	3 017
27	0,38%	401	4 430	2 925	688	1 254
50	0,01%	10	4 405	11 634	812	1 448
26	0,27%	280	4 314	2 799	494	884
51	0,02%	17	4 239	3 191	398	844
15	0,12%	121	4 044	2 023	699	1 047
22	0,55%	579	3 968	2 611	428	1 143
64	0,24%	253	3 676	14 591	241	1 261
42	0,52%	540	3 383	2 805	428	691
84	0,00%	1	3 036	728	387	216
23	0,43%	446	3 017	3 549	468	940
10	0,69%	717	2 877	2 146	329	528
28	0,52%	543	2 725	2 539	507	835
60	0,04%	42	2 532	3 191	394	460
11	0,22%	229	2 233	2 802	263	617
31	0,27%	280	2 035	1 370	388	584
52	0,96%	998	1 969	2 166	206	357
45	1,78%	1859	1 534	779	90	185
33	0,56%	585	1 461	1 206	307	463
30	0,03%	35	1 321	1 665	365	431
25	1,89%	1970	1 257	930	165	286
46	14,78%	15422	1 209	765	60	125
8	0,10%	107	1 180	1 814	243	447
13	0,16%	163	1 073	815	211	334
38	0,39%	403	1 008	1 138	180	378
39	0,01%	11	882	994	161	441
41	3,25%	3386	871	945	66	134
18	0,31%	321	862	783	134	224
32	0,29%	301	823	691	144	292
49	2,65%	2766	783	1 032	152	260
78	0,21%	217	700	376	430	473
66	0,28%	293	692	1 572	97	364
1	1,89%	1970	685	1 487	164	347
79	0,54%	565	663	298	29	44
14	0,42%	434	630	462	209	283
47	13,09%	13658	615	421	49	82

TAB.1 – 2. pokračovanie						
NACE	F	n	q	s001	v12	ph1
37	0,04%	41	555	908	84	196
16	1,02%	1064	549	607	65	105
77	1,07%	1112	532	830	37	226
58	0,65%	677	516	762	95	196
80	0,44%	457	447	247	264	296
73	2,90%	3026	446	486	47	74
43	4,38%	4575	432	352	49	88
72	0,22%	233	411	508	117	170
71	3,38%	3525	405	521	63	127
81	0,71%	737	360	407	123	169
63	1,36%	1417	333	445	80	164
70	4,84%	5054	313	905	43	133
55	0,86%	900	305	880	69	109
59	0,45%	472	304	282	21	59
86	3,31%	3449	299	327	111	162
68	6,77%	7061	276	1 814	24	128
74	1,94%	2026	272	635	24	79
95	0,24%	253	271	140	39	66
82	4,20%	4380	264	624	24	91
3	0,02%	22	231	241	34	67
93	0,83%	869	228	793	28	67
6	0,00%	2	205	2 842	50	173
69	3,58%	3736	195	506	57	84
2	0,89%	924	188	372	25	48
56	2,48%	2589	169	189	31	37
85	1,04%	1081	164	168	32	51
91	0,05%	56	154	283	47	69
96	0,67%	697	153	155	32	44
12	0,00%	5	133	755	30	6
87	0,01%	11	122	71	47	77
90	0,12%	127	102	98	4	13
75	0,02%	23	82	67	11	18
88	0,05%	49	37	15	17	17
7	0,00%	1	7	173	120	-278
65	0,00%	1	0	0	0	0

2. Analytický pohľad na údaje

Údaje sú za celú Slovenskú republiku. Z toho vyplýva, že predstavujú z pohľadu Slovenskej republiky základný súbor. Z pohľadu analytického štatistického aparátu to znamená, že používame len bodové odhady príslušných štatistických parametrov.

TAB.2 - Vybrané hodnoty ukazovateľov (v tisíc € na 1 podnik v divízii)

NACE2	q _{min}	q _{priemer}	q _{medián}	q _{max}	q _{std}	q _{sum}
0	4	6 456	1 001	28 432	11 217	38 738
1	0	685	126	35 294	1 695	1 349 081
2	0	188	28	7 333	599	173 391
3	0	231	14	1 903	529	5 077
5	6 930	7 145	7 145	7 360	304	14 291
6	0	205	205	410	290	410
7	7	7	7	7		7
8	0	1 180	150	23 125	2 981	126 211
9	0	5 471	553	32 542	11 156	43 767
10	0	2 877	163	147 788	11 421	2 062 466
11	0	2 233	35	105 892	10 958	511 460
12	0	133	31	480	201	664
13	0	1 073	128	14 070	2 387	174 963
14	0	630	72	33 152	2 376	273 288
15	0	4 044	247	121 150	15 413	489 308
16	0	549	72	66 331	2 625	584 076
17	0	6 519	306	154 144	21 797	814 856
18	0	862	71	56 867	4 625	276 562
19	0	255 313	844	3 753 588	967 814	3 829 696
20	0	8 469	118	641 828	52 089	1 702 279
21	0	13 886	1 025	215 025	47 659	277 724
22	0	3 968	308	541 538	24 126	2 297 233
23	0	3 017	160	108 706	10 670	1 345 678
24	0	13 878	1 509	329 420	42 960	1 304 507
25	0	1 257	158	240 471	7 092	2 477 256
26	0	4 314	98	171 443	19 516	1 207 870
27	0	4 430	236	185 922	16 644	1 776 518
28	0	2 725	338	100 267	7 738	1 479 767
29	0	44 857	1 731	4 018 967	308 720	7 715 416
30	0	1 321	155	18 532	3 269	46 240
31	0	2 035	160	164 013	10 920	569 884
32	0	823	36	52 973	4 586	247 623
33	0	1 461	134	113 797	7 083	854 935
35	0	12 169	65	2 182 035	120 272	4 149 583
36	0	13 376	573	89 146	24 960	361 142
37	0	555	49	4 860	1 144	22 751
38	0	1 008	151	25 926	2 667	406 138
39	0	882	441	3 139	1 018	9 697
41	0	871	53	365 821	8 359	2 948 152
42	0	3 383	247	306 064	18 455	1 826 634
43	0	432	65	91 916	1 983	1 976 436
45	0	1 534	77	210 645	8 092	2 852 507

NACE2	q _{min}	q _{priemer}	q _{medián}	q _{max}	q _{std}	q _{sum}
47	0	615	41	442 664	6 347	8 406 243
49	0	783	76	98 392	3 402	2 167 150
50	0	4 405	368	32 880	10 238	44 053
51	0	4 239	358	34 834	8 498	72 061
52	0	1 969	160	171 286	9 380	1 965 224
53	0	8 154	37	304 949	41 846	456 630
55	0	305	38	36 649	1 423	274 143
56	0	169	38	24 573	713	436 370
58	0	516	39	41 025	2 785	349 582
59	0	304	30	24 184	1 496	143 437
60	0	2 532	87	73 026	11 566	106 337
61	0	7 462	60	671 233	54 280	1 335 646
62	0	613	37	188 379	5 477	1 447 108
63	0	333	27	98 387	3 323	471 469
64	0	3 676	6	192 314	17 927	930 143
65	0	0	0	0		0
66	0	692	38	34 711	2 989	202 737
68	0	276	20	58 681	1 511	1 947 110
69	0	195	31	121 389	2 179	730 207
70	0	313	19	117 811	2 469	1 580 959
71	0	405	46	97 515	3 083	1 427 364
72	0	411	28	17 734	1 816	95 717
73	0	446	29	75 233	2 353	1 348 409
74	0	272	21	81 750	2 607	550 703
75	0	82	52	345	92	1 893
77	0	532	32	38 931	2 492	591 975
78	0	700	63	45 207	3 237	151 915
79	0	663	38	28 523	2 573	374 646
80	0	447	109	20 266	1 512	204 256
81	0	360	35	35 040	1 628	265 388
82	0	264	15	61 655	1 537	1 158 089
84	3 036	3 036	3 036	3 036		3 036
85	0	164	27	28 888	1 061	177 549
86	0	299	59	67 270	2 085	1 031 698
87	0	122	77	602	170	1 338
88	0	37	26	341	55	1 790
90	0	102	25	3 456	347	12 985
91	0	154	13	4 419	609	8 617
92	0	6 992	164	304 733	31 800	1 118 741
93	0	228	23	19 356	1 116	198 231
95	0	271	44	8 862	900	68 580
96	0	153	18	25 596	1 070	106 472

Keďže pokročilý analytický štatistický aparát využíva teóriu pravdepodobnosti, sú tieto metódy nepoužiteľné resp. použiteľné za veľmi hypotetických predpokladov.

V takomto zloženom súbore môžeme odpovedať na nasledujúce otázky alebo riešiť úlohy:

Ktoré ukazovatele charakterizujú nominálne (kvalitatívne) aspekty? V uvedenom súbore sú to divízie SK NACE.

Ktoré ukazovatele charakterizujú kvantitatívne alebo poradové aspekty? V uvedenom súbore sú to tržby, pridaná hodnota z celkovej činnosti podniku, majetok a osobné náklady.

Realizovať základný štatistický rozbor. Základný - znamená určenie: rozsahu, minima, maxima, priemeru, mediánu, smerodajnej odchýlky, priemernej absolútnej odchýlky, úhrnu. Niektorí autori do základného rozboru určujú aj koeficient šikmosti a koeficient špicatosti (či príbuzné miery).

Výpočet kvantilov (medián, kvartily, decily, percentily, ...) pre ukazovatele charakterizujúce kvantitatívne alebo poradové aspekty.

Výpočet mier základného štatistického rozboru pre jednotlivé hodnoty ukazovateľov charakterizujúce nominálne aspekty.

V koncentrovanejšej podobe je úlohou výpočet frekvenčnej tabuľky a histogramu.

V ďalšej analýze môžeme hodnoty normovať normálne (ak je rozdelenie hodnôt normálne) alebo rovnomerne (ak je rozdelenie hodnôt rovnomerné).

Môžeme vypočítať miery koncentrácie.

Z pokročilej štatistiky môžeme použiť vzorce z bodových odhadov na výpočet mier pri základných súboroch.

Inú skupinu úloh predstavuje použitie kvalitatívnych ukazovateľov. Podobne ako pri kvantitatívnych ukazovateľoch použité súbory predstavujú základný súbor (a použitý aparát analýzy je nie plne korektný).

Existuje aj bohatý, ale zriedkavejšie použitý, aparát pre ďalšie použitie.

3. Literatúra

[1] Chajdiak, Jozef: Štatistika jednoducho: STATIS, 2011. 154 s. ISBN 978-80-85659-60-3

[2] Chajdiak, Jozef: Štatistika jednoducho v Exceli Bratislava, Statistika 2011, ISBN 978-80-85659-65-8, 210 strán

Adresa autora:

Jozef Chajdiak, Doc. Ing. CSc.

Ústav manažmentu STU

Vazovova 5, Bratislava

Jozef.chajdiak@stuba.sk

Statistické vyhodnocení vlivu pohlaví na schopnost žáků řešit úlohy spojené s usuzováním

Statistical evaluation of the impact of gender on the ability of students to solve problems associated with reasoning

Vlastimil Chytrý, Jaroslav Říčan, Ladislav Zilcher

Abstract: The described research compares the data obtained in the evaluation of different abilities proper reasoning for the different sexes, primarily. The main emphasis is focused on a custom data acquisition and on their detailed evaluation using appropriate statistical apparatus.

Abstrakt: Výzkum popsany v tomto článku je primárně zaměřený na komparaci dat získaných při vyhodnocování rozdílné schopnosti správného usuzování pro odlišná pohlaví. Hlavní akcent je směřován zejména na způsob vlastního pořízení dat a následně jejich podrobné vyhodnocení pomocí vhodného statistického aparátu.

Keywords: Principal Component Analysis, factor analysis, cluster Analysis, normality tests, nonparametric tests, reasoning.

Klíčová slova: Metoda hlavních komponent, faktorová analýza, shluková analýza, testy normality, neparametrické testy, usuzování.

1. Úvod

Úsudek je možné považovat za jistou posloupnost tvrzení rozdělených na premisu a závěr, kdy tyto úsudky je možné rozdělit na deduktivního a induktivního typu. V tomto článku se zaměříme především na úsudky deduktivního¹ typu, sylogismy² a porovnání schopnosti pracovat s těmito úsudky mezi chlapci a děvčaty. Snažíme se ověřit skutečnost, že chlapci a děvčata dosahujících přibližně stejných hodnot v testech inteligence budou dosahovat přibližně stejných hodnot v testech zaměřených na schopnost správného úsudku.

2. Sestavení testu a sběr dat

Výběr respondentů byl proveden víceetapovým náhodným výběrem. Ze základního souboru (všichni žáci a studenti starší jedenácti let navštěvující základní a střední školy) bylo náhodně vylosováno dvacet škol v Ústeckém kraji, které byly osloveny s žádostí o spolupráci. Žákům sedmých až devátých tříd byly předány otázky se zaměřením na schopnost správného usuzování, kdy tyto otázky byly analogiemi standardizovaných testů, jako je test kognitivních schopností, Wechslerův test inteligence a Anthauerův test struktury inteligence ISR. Z těchto testů byly vybrány vždy pouze ty položky, které jsou zaměřené na usuzování. Test byl několikrát ověřen na základě pilotního testování.

3. Způsob zpracování testu

Test, který byl předložen žákům, obsahoval 9 různých položek. Na jaké typy úsudků jsou tyto položky zaměřeny je demonstrováno v následující tabulce. Odpovědi na otázky byly vždy hodnoceny alternativně (0 – špatně, 1 – správně). Pokud žák na otázku neodpověděl, byl pro kódování použit prázdný znak. Vzhledem k typu dat a výzkumu nebyla použita metoda hlavních komponent spočívající v transformaci dat do menšího počtu latentních proměnných ani shluková či faktorová analýza a to zejména z interpretačních důvodů, jelikož tyto metody jsou založené na redukci počtu znaků a neumožňují tak podrobný rozbor jednotlivých zkoumaných položek (Meloun, Militký, 2012).

¹ Pravdivost závěru je dána především pravdivostí premis.

² Pravdivost závěru potažmo správnost úsudků po sobě jdoucích je dána na základě všeobecných a existenčních výroků.

Tab. 1 Přiřazení typu úsudků k jednotlivým položkám

Testová položka	Typ úsudku
Vypiš prvních pět přirozených čísel, která jsou dělitelná třemi a současně čtyřmi	Význam konjunkce
Vypiš prvních pět přirozených čísel, která jsou dělitelná třemi nebo čtyřmi.	Význam disjunkce
Platí tato věta? Jestliže je číslo dělitelné šesti, pak je sudé. ANO - NE	Význam implikace
Platí obrácená věta k větě předcházející? ANO - NE	Platnost obrácené věty
Vypiš čísla, která jsou sudá a v intervalu od tří do šestnácti včetně.	Význam konjunkce
Když víš, že každý savec pije mléko a delfin je savec, co z toho vyvodíš za důsledek?	Význam obecného kvantifikátoru
Mějme větu: každé dítě má alespoň jednoho kamaráda. Kdy toto tvrzení nebude pravdivé?	Negace kvantifikátorů
V bytě máme tři psy a každý má svůj pelech. Alík leží v Bertíkově pelišku a Rex není ve svém. V jaké pelišku je Bertík?	Úloha typu zebra
Jestliže si udělám úkoly a odpadne mi trénink, pak půjdu za svou kamarádkou. Co znamená, že jsem za svou kamarádkou nešel? Odpovídej celou větou. Ve své odpovědi využijvej zejména výrazy, které jsou použity v zadání.	Negace složeného výroku

Odpovědi na otázky byly vždy hodnoceny alternativně (0 – špatně, 1 – správně). Pokud žák na otázku neodpověděl, byl pro kódování použit prázdný znak. Vzhledem k typu dat a výzkumu nebyla použita metoda hlavních komponent spočívající v transformaci dat do menšího počtu latentních proměnných ani shluková či faktorová analýza a to zejména z interpretačních důvodů, jelikož tyto metody jsou založené na redukci počtu znaků a neumožňují tak podrobný rozbor jednotlivých zkoumaných položek (Meloun, Militký, 2012).

Způsob zpracování testu (alternativní kódování položek) umožňuje vycházet z obsahové analýzy a interpretovat výsledky tak, že aritmetický průměr naměřených hodnot je vhodným bodovým odhadem parametru p alternativního rozdělení, což je pravděpodobnost, že náhodně vybraný žák na otázku odpoví správně. Výstupem byl tedy ukazatel metrického typu.

Reliabilita testování

Pro výpočet reliability byl použit vzorec (1) určený pro zjištění koeficientu Cronbachova alfy vycházejícího ze vzájemné korelace mezi jednotlivými položkami. Získaná hodnota byla $\alpha = 0,64$. Nejedná se o vysokou reliabilitu, ovšem vzhledem k počtu položek ji lze hodnotit jako dostačující. Vzhledem k alternativnímu hodnocení jednotlivých položek jsme reliabilitu ověřili také pomocí metody Kudery a Richardsona číslo 21, které odpovídá vzorec ve tvaru (2). V tomto případě se reliabilita také potvrdila.

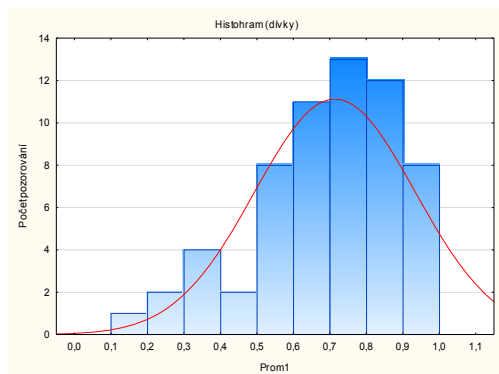
$$\alpha = \frac{K}{K-1} \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^K \sigma_{Y_i}^2}{\sigma_X^2} \right), \quad (1)$$

$$KR_{21} = \frac{K}{K-1} \cdot \left[1 - \frac{AP \cdot (K - AP)}{K \cdot S^2} \right], \quad (2)$$

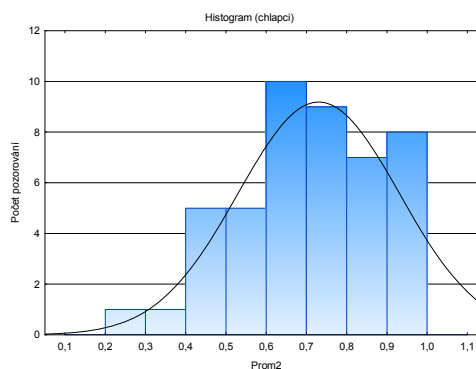
Poznámka: K - počet položek dané zkoumané oblasti, AP je aritmetický průměr jednotlivých získaných hodnot v dané oblasti, S² je rozptyl daného souboru.

4. Srovnání pohlaví z hlediska schopnosti správného usuzování

Abychom mohli zvolit adekvátní statistickou metodu pro porovnání výkonnosti chlapců a dívek, bylo nejdříve nutné ověřit normalitu dat. Pro ověření hypotézy o normálním rozdělení četností byl použit Shapiro – Wilkův test normality. Zjištěné hodnoty p -level byly $p = 0,01861$ pro dívky a $p = 0,00092$ pro chlapce. U dívek je tedy možné zamítnout hypotézu o normálním rozdělení na pětiprocentní hladině významnosti a u chlapců na jednoprocenní hladině významnosti. Tyto výsledky bylo možné odhadnout také z následujících dvou histogramů.



Obr. 1 Schopost správného usuzování (dívky)



Obr. 2 Schopost správného usuzování (chlapci)

Vzhledem k výše popsanému zjištění o „nenormalitě“ dat budou pro porovnání obou skupin (chlapci a dívky) použity testy odpovídající datům neparametrického charakteru.

Před vlastním porovnáním výkonnosti obou pohlaví bylo nutné odstranit možný vliv dalších faktorů, které mohou ovlivnit vhodnost výběru obou skupin. Za tyto faktory považujeme inteligenci jedince, školní hodnocení z matematiky a věk. Vzhledem ke skutečnosti, že respondenti byly vždy ze stejných tříd, je možný vliv pohlaví minimální. K ostatním dvěma faktorům se váží následující hypotézy.

H_{v1} : Chlapci dosahují v testech³ inteligence vyšších hodnot, než děvčata.

H_{v2} : Chlapci dosahují ve školním hodnocení z matematiky přibližně stejných hodnot, jako děvčata.

Pro ověření hypotézy H_{v1} je nejdříve nutné zjistit, zda existuje korelace mezi úspěšností v testu se zaměřením na správné usuzování a výkonností v testu inteligence. Pokud by se neprojevil silný vztah, nebylo by pak nutné testovat rozdílnou výkonnost chlapců a dívek.

V tomto případě se jedná o závislost dvou metrických veličin, nemajících normální rozdělení četností, pro jejíž šetření jsme použili Spearmanův korelační koeficient pořadové korelace. Byla stanovena nulová hypotéza, že Spearmanův koeficient pořadové korelace je roven nule. Získané hodnoty jsou zaneseny do následující tabulky.

Tab. 2 Hodnota p -level pro Spearmanův korelační koeficient (závislost výkonnosti v testech se zaměřením na správné usuzování a výkonnosti v testech inteligence)

Počet	Korelační koeficient	t(N-2)	p -level
110	0,448919	5,220963	0,000001

Nulovou hypotézu je možné zamítnout na jednoprocenní hladině významnosti a potvrdit tak věcnou hypotézu o závislosti úspěšnosti v testu se zaměřením na usuzování a výkonnosti v testu inteligence. Díky tomuto zjištění je možné začít pracovat s hypotézou H_{v1} . Pro toto

³ IQ bylo měřeno na základě Rawenova testu progresivních matic, který trvá 40 – 45 minut.

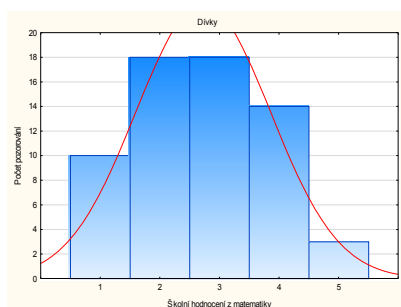
šetření jsme využili Mann-Whitney test. Byla testována nulová hypotéza, že mediány hodnot u rozlišných pohlaví jsou si rovny. Získané hodnoty jsou zaneseny do tabulky 3.

Tab. 3 Hodnota plevel pro Mann-Whitney test (porovnání výkonnosti v testech inteligence mezi chlapci a děvčaty)

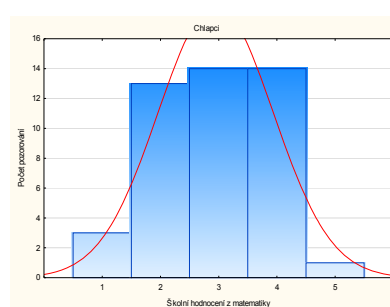
Součet pořadí		U	Z	p-level	N-platných	
Skupina 1	Skupina 2				Skupina 1	Skupina 2
2333	3023	1193	0,645344	0,518702	43	60

Vzhledem k hodnotě p -level není možné zamítnout nulovou hypotézu a ani tak potvrdit věcnou hypotézu H_{v1} o rozdílném IQ obou skupin. Je tedy možné považovat obě skupiny z hlediska výše IQ za přibližně srovnatelné.

U hypotézy H_{v2} je nutné postupovat stejně, jako u hypotézy H_{v1} a tedy nejdříve ověřit závislost výkonnosti v testech se zaměřením na usuzování a školním hodnocení z matematiky. Vzhledem k typu dat (metrické a ordinální) nemající normální rozdělení dat byl pro tuto závislost použit Kruskal-Walisův test. Byla testována nulová hypotéza, že mediány hodnot u různých stupňů klasifikace jsou si rovny. Zjištěná hodnota p -level $p = 0,0205$ je menší, jak 0,05 čímž se zamítá nulová hypotéza a potvrzuje se vztah mezi školním hodnocením z matematiky a schopností správného usuzování. Je tedy možné začít pracovat s hypotézou H_{v2} . Jak je patrné z následujících histogramů, struktura výběrových souborů podle klasifikačních stupňů je u chlapců a dívek velmi podobná.



Obr. 3 Školní hodnocení (dívky)



Obr. 4 Školní hodnocení (dívky)

Věcné hypotéze H_{v2} odpovídá nulová hypotéza, že obě veličiny jsou nezávislé, která byla testována pomocí Pearsonova χ^2 -testu pro kontingenční tabulky. Získaná hodnota p -level 0,53084 je větší, než hladina významnosti 0,05 a nelze tedy zamítnout nulovou hypotézu. Potvrdila se tak věcná hypotéza H_{v2} o nezávislosti školního hodnocení na pohlaví. Tento výsledek není překvapující vzhledem k tomu, že hodnocení měří spíše relativní výkony žáků vzhledem k ostatním, je však důležitý pro porovnání výkonnosti v testech zaměřených na schopnost správného usuzování mezi chlapci a děvčaty.

Srovnání výkonnosti chlapců a dívek

Testování závislosti schopnosti správně zodpovědět otázky se zaměřením na usuzování na pohlaví respondentů se věnuje věcná hypotéza H_v .

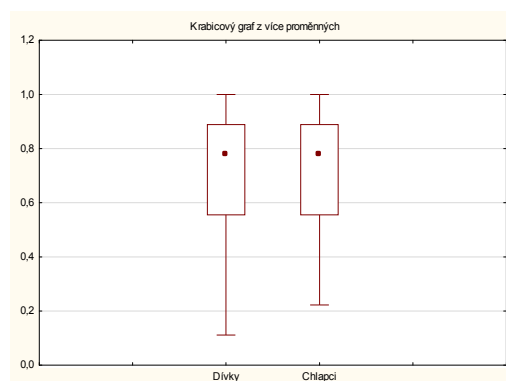
H_v : Chlapci dosahují v testech se zaměřením na schopnost správného usuzování statisticky vyšších hodnot, než děvčata.

Vzhledem k „nenormalitě“ dat byl pro ověření této hypotézy použit Mann-Whitney test. Byla stanovena nulová hypotéza, že mediány hodnot u obou pohlaví jsou si rovny. Zjištěná hodnota p -level je zanesena do následující tabulky.

Tab.4 Hodnota p -level pro Mann-Whitney test (porovnání výkonu chlapců a dívek)

	Součet pořadí		U	Z	p -level	N-platných	
	Děvčata	Chlapci				Děvčata	Chlapci
SSU	3246,5	2513,5	1373	-0,182487	0,855200	61	45

Vzhledem ke skutečnosti, že hodnota p -level není menší, než 0,05, není možné zamítnout nulovou hypotézu o rovnosti mediánů a ani tak potvrdit věcnou hypotézu o závislosti výkonnosti na pohlaví. Tuto skutečnost je možné dobře vidět také na následujícím kvartilovém grafu.



Obr. 5 Kvartilový graf (dívky-chlapci)

Z grafu na obrázku 5 je patrné, že jak mediány hodnot, tak horní a dolní kvartily jsou u obou pohlaví téměř srovnatelné. Jediný rozdíl je v minimech, kdy u dívek se vyskytovala děvčata, která nedosáhla v průměru ani 20 % správných řešení. Ani v jednom ze zkoumaných vzorků (dívky a chlapci) se nenacházely odlehlé extrémy znamenající nutnost úpravy dat.

Je zajímavé, že se žádným způsobem neprojevila závislost schopnosti jedince správně řešit položky zaměřené na usuzování na jeho pohlaví.

Pro úplnost se nadále (tab. 5) věnujeme rozboru každé položky zvlášť, abychom zjistili, zda má pohlaví vliv na některé speciální typy úsudků.

Tab. 5 Porovnání výkonnosti chlapců a dívek u jednotlivých typů úvah

Pořadí otázek v testu	Zkoumané položky	Dívky	Chlapci	Rozdíl	Pořadí dívky	Pořadí chlapci
1	Význam konjunkce	69 %	83 %	14 %	8	3-4-6
2	Význam disjunkce	69 %	83 %	14 %	5	3-4-6
3	Význam implikace	84 %	85 %	1 %	3	3-4-6
4	Platnost obrácené věty	82 %	85 %	3 %	4	1-2-8
5	Význam konjunkce	89 %	76 %	13 %	6	1-2-8
6	Význam obecného kvantifikátoru	77 %	85 %	12 %	1-2	1-2-8
7	Negace kvantifikátorů	31 %	33 %	2 %	1-2	5
8	Úloha typu zebra	92 %	83 %	9 %	9	9
9	Negace složeného výroku	48 %	43 %	5 %	7	7

Je zajímavé, že pro dívky byly nejjednodušší úlohy typu zebra společně s úlohami zaměřenými na význam konjunkce ve spojení s obecným kvantifikátorem. Chlapci považovali úlohu typu zebra až za čtvrtou nejjednodušší hned za úlohami zaměřenými na platnost implikace, platnost obrácené věty a význam obecného kvantifikátoru. Ukázalo se, že některé položky jsou pro žáky náročné zejména z důvodu, jakým je logika spjata s jazykem, který běžně používáme (Frege, 1992).

5. Závěr

Výzkum popsáný v tomto článku vyvrací obecně mylnou domněnku, že chlapci mají větší predispozice k práci s logickými spojkami apod. Ukázalo se, že chlapci a dívky základních škol nedosahují v testech se zaměřením na schopnost správného usuzování statisticky významných rozdílů. Jediné rozdíly, které bylo mezi pohlavími možné zaznamenat, je práce s vybranými typy úsudků. Zatím, co chlapci poměrně jednoduše pracovali s obrácenou větou a obecným kvantifikátorem, pro dívky byly tyto úlohy středně náročné. V obráceném pořadí je možné hodnotit práci s položkami zaměřenými na význam konjunkce a disjunkce, s kterými pracovala lépe děvčata.

Článek vznikl za pomoci financování ze studentského grantového projektu s názvem Analýza úrovně logického myšlení

Použitá literatura

[1] MELOUN, Milan a Jiří MILITKÝ. *Kompendium statistického zpracování dat*. Vyd. 3., V nakl. Karolinum 1. Praha: Karolinum, 2012, 982 s. ISBN 978-802-4621-968.

[2] FREGE, Gottlob. O smyslu a významu. *Scientia et Philosophia*. 1992, roč. 4, s. 33 – 75.

Adresy autorů:

Vlastimil Chytrý, Mgr., Ph.D.
Katedra preprimárního a primárního
vzdělávání
PF UJEP v Ústí nad Labem
Hoření 13
400 11 Ústí nad Labem
vlastimil.chytry@ujep.cz

Jaroslav Říčan, Mgr.
Ladislav Zilcher, Mgr.
Katedra pedagogiky
PF UJEP v Ústí nad Labem
Hoření 13
400 11 Ústí nad Labem
jaroslav.rican@ujep.cz
ladislav.zilcher@ujep.cz

Socioekonomický a kultúrny status žiaka a jeho školská úspešnosť The Economic, Social and Cultural Status versus Educational Achievement of Pupil

Zuzana Juščáková

Abstrakt: Príspevok sa zameriava na štatistický opis vzťahu rodinného zázemia žiaka a jeho vzdelávacieho úspechu. Premenná 'rodinné zázemie' je skúmaná z pohľadu potenciálnej premennej pridanej hodnoty vo vzdelávaní školou. V troch dátových súboroch overujeme tesnosť vzťahu rôznych premenných rodinného zázemia žiaka a jeho vzdelávacieho úspechu prezentovaného výsledkami v národných testovaniach NÚCEM¹ zo slovenského jazyka a literatúry, matematiky a ďalších štandardizovaných kognitívnych testoch.

Abstract: The paper is focused on statistic description of relation family background and educational achievement of pupil. The variable 'family background' is founded as potential variable of added value in education. The correlation between latent variables of family background and results from national measurement by standardized tests NÚCEM² of Slovak language and literature and math is searched on three datasets.

Kľúčové slová: rodinné zázemie a školská úspešnosť, socioekonomický a kultúrny status žiaka (ESCS).

Key words: family background and educational achievement, economic, social and cultural status of pupil, ESCS.

1. Úvod

Vývoj žiakových schopností ovplyvňuje synergia faktorov dvoch druhov: 1. podpory učenia sa žiaka a 2. kvality vyučovania. Aj keď ide o spojené nádoby, obraciame v tomto článku pozornosť na podporu učenia sa žiaka v zmysle pohľadu na rodinné pozadie školskej úspešnosti.

Podpora učenia sa spočíva v mnohých javoch, akými sú genetický základ, sociálne a kultúrne zázemie, motivácia, sebadôvera a ambícia, zdravie, materiálne zabezpečenie, a ďalšie primárne účinky, takže životné šance dieťaťa sú určované mnohými okolnosťami a interakciami medzi nimi. V ich najvšeobecnejšom delení sa dostávame ku dvom veľkým skupinám: 1. faktory dané, ako sú genetický základ, pohlavie, rasa, biologické a mentálne vybavenie, 2. faktory prostredia, v ktorom dieťa vyrastá, učí sa a dospieva. Rodina dieťaťa tak figuruje v oboch uvedených skupinách faktorov svojím, či už mimovoľným alebo zámerným, vplývaním na vývoj dieťaťa a tak aj na jeho školskú úspešnosť. Empiricky vieme, že intenzita tohto vplyvu je individuálna.

Teórie sprostredkovaného učenia, inštrumentálneho obohacovania, rodičovských investícií do dieťaťa podporujú hlavne vedomé, cielené pôsobenie na dieťa, ktoré má ťažisko vo vzťahoch medzi dieťaťom a rodičmi, resp. osobami jeho najbližšieho okolia. Ďalší pohľad ponúka teória sociálneho, ekonomického a kultúrneho kapitálu, [1] a [2], podľa ktorej žiaci z vyšších spoločenských vrstiev sú vo výhode oproti svojim spolužiakom z nižších vrstiev sociálnym predurčením a vyššou mierou „zdedeného“ kultúrneho kapitálu. Teda deti preberajú po rodičoch sociálne začlenenie a kultúrne dedičstvo mimovoľne. Deje sa tak percepciou prostredia, keď sú žiaci vnímaní ako deti takých a takých rodičov a prirodzeným odpozorovaním, preberaním návykov okolia deťmi, prispôbovaním sa detí okoliu bez vôľového pôsobenia rodičov alebo ich samotných.

¹ Národný ústav certifikovaných meraní výsledkov vzdelávania

² National Institute for Certified Educational Measurements

Jednou z teórií, ktorá vysvetľuje nižšiu školskú úspešnosť detí z nízkopříjmových domácností, je rodinný model záťaže ekonomickým nedostatkom [3] a [6]. Daná teória uvádza do vzťahu dlhodobu nízku príjmy rodiny s ťažkosťami vo vývine detí. Máme za to, že práve záťaž ekonomickým nedostatkom v postkomunistických krajinách, akou je aj Slovensko, sa podarilo v 2. polovici 20. storočia do značnej miery eliminovať. Koexistencia bývalých vyšších a nižších sociálnych tried v podobe jednotného vzdelávacieho systému komunistického režimu, ale aj prostredníctvom oficiálnej štátnej kultúry a spoločenského života pomohla rodičom s nízkym záujmom o vzdelanie svojich detí meniť postoje a osvojovať si pozitívne vzory pôvodne vyšších sociálnych vrstiev. Navyše, práve deti z robotníckych a roľníckych rodín boli v triedení do vzdelávacích dráh zvýhodňované. Na druhej strane, v duchu rovnostárstva táto nivelizácia spôsobila, že intelektuálne predpoklady, dosiahnuté vzdelanie a umožnené zamestnanie nemali navzájom logickú a spravodlivú závislosť. Lojalita s komunistickým režimom bola hlavným kritériom otvorenia šancí a tak aj príčinou nesúlady medzi vzdelaním, zamestnaním a príjmom. Zotrvačnosť resp. dôsledky vtedajšej nivelizácie komunistickým režimom možno pozorovať aj v súčasnosti: u nižšej strednej vrstvy pretrvávajú „odvaha“ mať ambície dosiahnuť pre svoje dieťa vyššie vzdelanie, ako majú rodičia; naopak, v prípade časti potomkov vyššej vrstvy sa objavuje frustrácia, že každé snaženie je márne, pretože spoločnosť ho aj tak neocení. Treba však pripomenúť, že záujem o vzdelanie u najnižšej sociálnej vrstvy nebol a nie je viazaný na politické usporiadanie v štáte a pre každý režim je ťažko riešiteľným problémom, aj na Slovensku, keď už prechádzame od rovnostárstva k zásluhovosti. Z uvedeného možno dedukovať argumenty, prečo naša štúdia nepotvrdila priamy súvis socioekonomického a kultúrneho statusu žiaka (ESCS) a jeho školského úspechu tak, ako je z meraní OECD-PISA interpretovaný v médiách. Nadovšetko treba zdôrazniť, že dotazníkové zisťovanie ESCS nie je to isté, ako posudzovanie príslušnosti do tej ktorej sociálnej triedy.

2. Dáta a metódy

Výskum sprievodných aspektov vzdelávania sa v NÚCEM-e začal v projektoch HKV³ 2010-2013 a ZKV⁴ 2013-2015.

Tab. 1 Počty žiakov zapojených do štandardizovaných meraní⁵

	ESCS	SJL_r	MAT_r	MG_r	T9	MM	EČMS SJL	EČMS MAT	TVS	Mot
1. HKV	2 550	-----	----	----	2 120	2 375	2 077	446	2 764	2 623
2. ZKV	3 689	3 197	3 689	3 686	----	----	----	----	----	----
3. ZKV	5 256	5 031	4 546	----	3 404	----	----	----	----	----

Výber štatistického súboru bol stratifikovaný podľa kraja. Súbor 1. HKV tvorili žiaci stredných škôl s maturitou, ktorých sme sledovali od 1. po 4. ročník, súbor 2. ZKV sú s nami spolupracujúci ôsmaci zo školského roku 2013/14 a teraz deviataci a súbor 3. ZKV pozostáva zo spolupracujúcich gymnazistov, druhákov v školskom roku 2013/14, teraz tretiakov. Administrácie štandardizovaných testov SJL_r, MAT_r, MG_r, TVS a dotazníka ESCS [5]

³ Hodnotenie kvality vzdelávania na ZŠ a SŠ v SR v kontexte prebiehajúcej obsahovej reformy vzdelávania.

⁴ Zvyšovanie kvality vzdelávania na základných a stredných školách s využitím elektronického testovania. Operačný program Vzdelávanie, spolufinancovaný z Európskeho sociálneho fondu.

⁵ ESCS – socioekonomický a kultúrny status žiaka; SJL_r, MAT_r, MG_r – testovanie slovenského jazyka a literatúry, matematiky, matematickej gramotnosti v ročníku; T9 – Testovanie deviatakov zo SJL a MAT; MM – malá maturita zo SJL a MAT v 3. ročníku strednej školy, simulácia ostrého testovania; EČMS – externá časť maturity, ostré testovanie zo SJL a MAT; TVS – Test všeobecných schopností; Mot – Dotazník motivácie k výkonu v škole.

prebiehali elektronicky, zvyšné merania papierovou formou, vždy hromadným zberom počas vyučovania. V dotazníku ESCS prebehlo kódovanie premenných vzdelanie a zamestnanie rodičov dvojnásobným posúdením dvoma osobami. Vzdelanie triedili do 6 hierarchizovaných kategórii ISCED podľa 2 odpovedí dotazníka. Taktiež kódovanie zamestnaní rodičov podľa štyroch odpovedí dotazníka a podľa národnej klasifikácie zamestnaní KZAM s prevodom na ISCO-88⁶ do 75 kategórií má hierarchizovaný charakter. Index ESCS bol vypočítaný podľa metodológie štúdie PISA-ESCS s aktualizovanými národnými koeficientmi pre rok 2009. Pre štatistickú deskripciu sme využili prístupy: tabuľkové početnosti, stredné hodnoty, variancie, grafické: histogramy rozloženia početností a líniové grafy tendencie. Pre štatistickú indukciu bol použitý Pearsonov koeficient na určenie tesnosti vzťahu premenných ESCS a premenných školského úspechu, Mann-Whitney neparametrický test pre porovnanie výkonov žiakov gymnázií a SOŠ v kognitívnych testoch a Kruskal-Wallisov neparametrický test pre overenie štatistickej významnosti rozdielov priemerných výkonov žiakov v kognitívnych meraniach podľa úplnosti rodiny. Všetky štatistické testy sme zvažovali na hladine významnosti 0,01. Na uvedené spracovanie sme využili štatistický softvér SPSS (Statistical Package for the Social Sciences).

3. Výsledky

Vzťah školskej úspešnosti stredoškolákov k ESCS zo súboru 1. HKV bol štatisticky významný okrem bohatstva domácnosti a subindikátora školskej úspešnosti EČMS 2014 MAT. Externá časť maturitnej skúšky z matematiky je dobrovoľná na rozdiel od EČMS zo SJL, ktorá je povinná. Preto v prípade žiakov, ktorí sa rozhodli maturovať z matematiky, nemožno hovoriť o náhodnom výbere vzhľadom na ESCS v plnom zmysle slova, a tak aj vysvetľujeme nesignifikantnosť väčšiny koeficientov tohto stĺpca Tab. 2.

Tab. 2 Korelačná matica premenných rodinného zázemia a kognitívnych testovaní

1. HKV	T9 2010 SJL	T9 2010 MAT	MM 2013 SJL	MM 2013 MAT	TVS verb	TVS nonverb	TVS numer	EČMS 2014 SJL	EČMS 2014 MAT
vzdelanie otca	0,123**	0,159**	0,183**	0,161**	0,181**	0,154**	0,152**	0,211**	0,138**
vzdelanie matky	0,149**	0,161**	0,185**	0,161**	0,185**	0,169**	0,146**	0,225**	0,104*
zamestnanie otca	0,128**	0,149**	0,193**	0,120**	0,197**	0,143**	0,119**	0,226**	0,082
zamestnanie matky	0,126**	0,152**	0,165**	0,114**	0,189**	0,154**	0,106**	0,212**	0,045
bohatstvo domácnosti	-0,040	-0,005	-0,061*	0,045	-0,006	0,023	0,020	-0,039	-0,080
kultúrne vybavenie	0,146**	0,095**	0,130**	0,048	0,132**	0,107**	0,070**	0,165**	-0,043
domáce vzdel. prostriedky	0,070**	0,064*	0,072**	0,058*	0,079**	0,047*	0,068**	0,079**	0,002
vybavenie domácnosti	0,069**	0,071**	0,057*	0,084*	0,088**	0,093	0,081**	0,087**	-0,051
knihy	0,228**	0,194**	0,297**	0,165**	0,251**	0,233**	0,182**	0,312**	0,113*
index ESCS	0,150**	0,186**	0,206**	0,157**	0,228**	0,181**	0,149**	0,259**	0,061

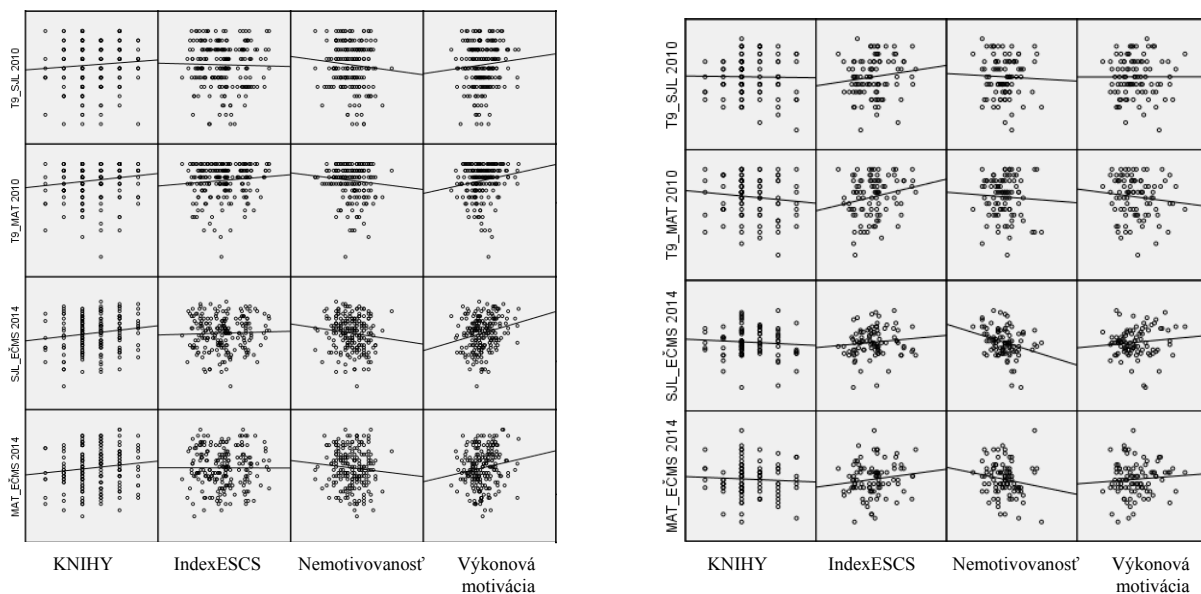
** úroveň významnosti 0,01

* úroveň významnosti 0,05

Zaujímavé však je, že aj v meraní EČMS 2014 MAT sa, podobne ako vo väčšine iných kognitívnych meraniach súboru 1.HKV, ukázal síce veľmi malý, ale záporný koeficient, teda opačný vzťah výsledkov kognitívnych meraní ku bohatstvu domácnosti. Vzťah domácich vzdelávacích prostriedkov k sledovaným vzdelávacím výkonom bol síce signifikantný, ale veľmi slabý. Najsilnejšia korelácia sa v tomto štatistickom súbore ukázala vo vzťahu vlastníctva kníh v domácnosti, vzdelania a zamestnania rodičov.

Vstup motivácie žiaka do skúmaných vzťahov približuje Obr. 1, kde vidíme očakávaný záporný ale slabý vzťah nemotivovanosti a výkonov v testoch ($r \in (-0,079; -0,038)$) a pozitívny, tiež slabý vzťah výkonnej motivácie k výsledkom testovaní ($r \in (0,006; 0,082)$).

⁶ Zbierka zákonov č. 16/2001: Opatrenie Štatistického úradu SR z 30.12.200, ktorým sa vyhlasuje Klasifikácia zamestnaní



a) 1. HKV – gymnázia

b) 1. HKV – stredné odborné školy

Obr. 1 Korelačné grafy premenných (KNIHY, Index ESCS, Nemotivovanosť, Výkonová motivácia) x (MAT EČMS 2014, SJL EČMS 2014, T9 MAT 2010, T9 SJL 2010)

V delení súboru 1. HKV na gymnazistov a žiakov stredných odborných škôl (SOŠ) sa ukázali štatisticky významné rozdiely v priemerných hodnotách premenných: vzdelanie, zamestnanie rodičov, počet kníh v domácnosti, index ESCS a priemerných výkonoch vo všetkých kognitívnych testoch v zmysle nižších priemerných hodnôt žiakov SOŠ ako žiakov gymnázií.

Zmeny v koreláciách, ktoré ilustruje Tab. 2 v delení na gymnázia a SOŠ, sme v prípade prítomnosti kníh v domácnosti nezaznamenali, v oboch skupinách majú rovnaký (najvyšší) význam. Rozdiely možno očakávať v pôsobení indexu ESCS, ktorý sa ukázal tesnejší pre žiakov SOŠ ako pre žiakov gymnázií. Pokiaľ ide o nemotivovanosť, tá korelovala u gymnazistov štatisticky významne len s výkonmi v EČMS SJL, v prípade žiakov SOŠ s výkonmi v nonverbálnom a numerickom subteste TVS a tiež v EČMS SJL. Výkonová motivácia mala signifikantný vzťah ku T9 SJL, T9 MAT, MM SJL a EČMS SJL u gymnazistov. V prípade žiakov SOŠ výkonová motivácia a kognitívne merania boli korelácie zanedbateľné.

Aj podľa Tab. 3 v súbore 3. ZKV vidieť, že najsilnejší vzťah ku výkonom v kognitívnych meraniach u gymnazistov má množstvo kníh v domácnosti a domáce vzdelávacie prostriedky.

Tab. 3 Korelačná matica premenných rodinného zázemia a kognitívnych testovaní

3. ZKV	T9 2012 SJL	T9 2012 MAT	SJL 2014 2.r. a sexta	MAT 2014 2.r. a sexta
vzdelanie otca	0,051**	0,062**	0,039**	0,084**
vzdelanie matky	0,076**	0,070**	0,042**	0,093**
zamestnanie otca	0,063**	0,074**	0,031*	0,094**
zamestnanie matky	0,056**	0,027	0,026	0,065**
bohatstvo domácnosti	-0,032	-0,036*	-0,053**	0,003
kultúrne vybavenie	0,056**	0,016	0,063**	0,035*
domáce vzdelávacie prostriedky	0,141**	0,111**	0,123**	0,101**
vybavenie domácnosti	0,036*	0,013	0,015	0,043**
knihy	0,206**	0,140**	0,157**	0,130**
index ESCS	0,077**	0,068**	0,038**	0,092**

** . úroveň významnosti 0,01

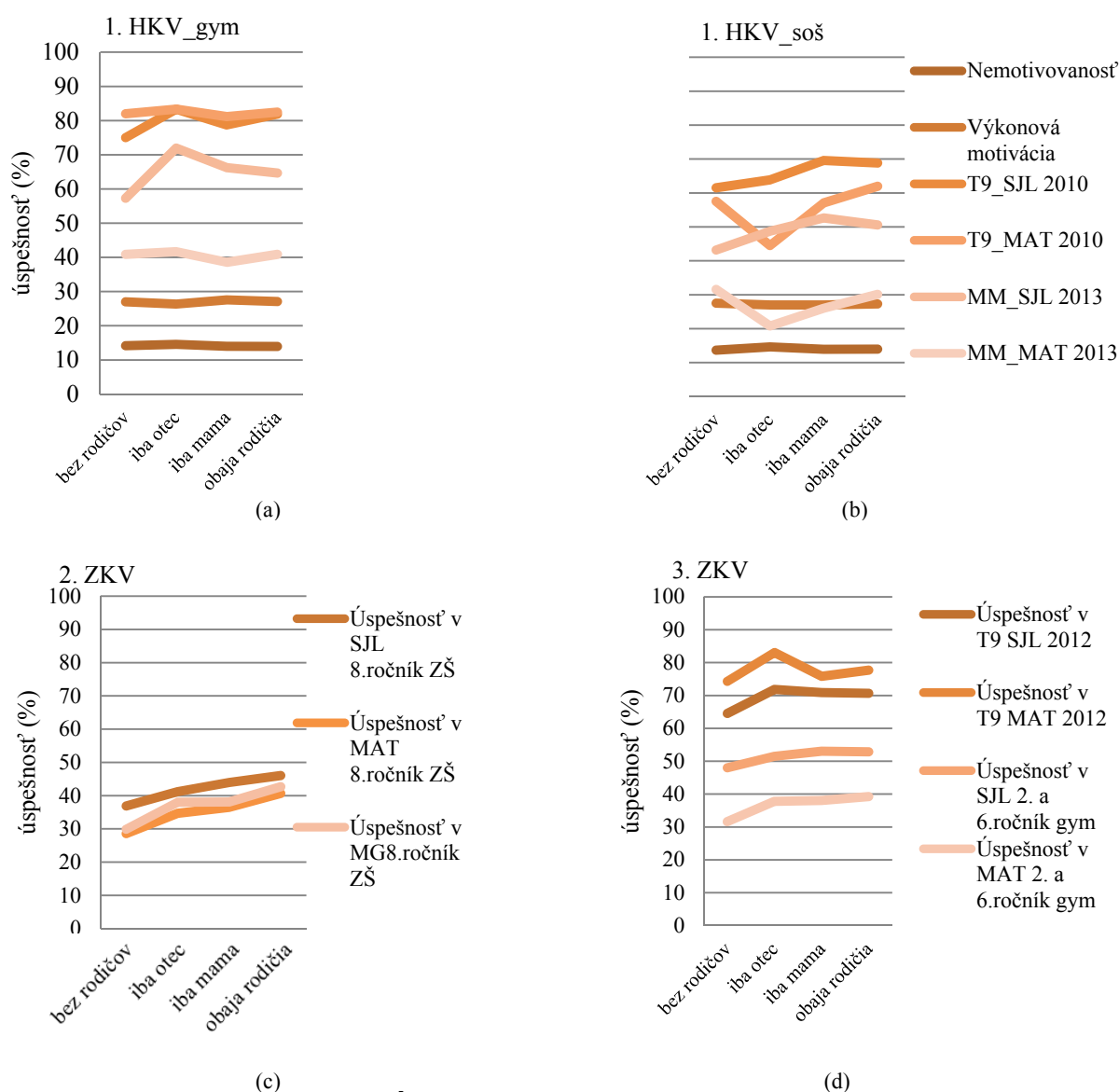
* . úroveň významnosti 0,05

Korelácia indikátorov ESCS ku školskej úspešnosti je u ôsmakov (Tab. 4) silnejšia ako v prípade stredoškolákov. Všetky koeficienty sa ukázali štatisticky významné. So školským úspechom majú najsilnejší vzťah domáce vzdelávacie prostriedky a počet kníh v domácnosti. Bohatstvo domácnosti súvisí významne, ale najslabšie.

Tab. 4 Korelačná matica premenných rodinného zázemia a kognitívnych testovaní

2. ZKV	SJL 8	MAT 8	MG 8
vzdelanie otca	0,249**	0,238**	0,220**
vzdelanie matky	0,304**	0,268**	0,264**
zamestnanie otca	0,233**	0,203**	0,198**
zamestnanie matky	0,247**	0,228**	0,216**
bohatstvo domácnosti	0,129**	0,129**	0,138**
kultúrne vybavenie domácnosti	0,210**	0,166**	0,170**
domáce vzdelávacie prostriedky	0,377**	0,339**	0,320**
knihy	0,357**	0,305**	0,293**

** . úroveň významnosti 0,01



Obr. 2 Úplnosť rodiny a školská úspešnosť dieťaťa

Z hľadiska úplnosti rodiny sme zistili častejšiu neprítomnosť otca v rodine (10% gymnazisti, 15% SOŠ, 16% ôsmaci) ako mamy (1% gymnazisti, 1,6% SOŠ, 2% ôsmaci).

Priemerné hodnoty v jednotlivých kognitívnych meraniach skupín žiakov podľa prítomnosti rodiča v rodine predstavuje Obr. 2. Kategórie úplnosti rodiny žiaka sú usporiadané tak, aby naznačovali istú postupnosť. Napríklad v prípade žiakov 8. ročníka ZŠ vidíme (Obr. 2c), že priemerné výkony v skupinách rastú od žiakov bez oboch rodičov, cez tých, ktorí žijú iba s otcom, ďalej iba s matkou, po tých, ktorí žijú s oboma rodičmi. U ôsmakov základných škôl boli rozdiely podľa úplnosti rodiny štatisticky významné vo všetkých troch kognitívnych meraniach.

Vplyv úplnosti rodiny na školskú úspešnosť sa ukázal u žiakov SOŠ a žiakov gymnázií rôzny. V prípade merania T9 MAT 2010 a MM MAT 2013 u žiakov SOŠ sa ukázali štatisticky významné rozdiely podľa kategórií úplnosti rodiny, v podsúbore gymnazistov súboru 1. HKV rozdielnosť týchto priemerných hodnôt zamietame. Aj rola otca má zrejme rozdielny význam u gymnazistov a žiakov SOŠ (Obr. 2a, b, d).

Tiež možno konštatovať, že priemerná nemotivovanosť a výkonová motivácia (Obr. 2a, b) sa v závislosti od úplnosti rodiny v našom výbere stredoškolákov nemenia.

4. Záver

V súlade s uvedenou teóriou kultúrneho kapitálu aj naše dáta potvrdili, že vzdelávacia úspešnosť - hlavne v SJL - sa viaže na množstvo kníh v domácnosti a na vzdelanie rodičov - najmä v prípade mladších žiakov. Vybavenie domácnosti vzdelávacími prostriedkami má pre žiakov základnej školy pravdepodobne väčší význam ako pre žiakov strednej školy. Vo všetkých skupinách žiakov sa preukázala vzájomná nezávislosť bohatstva domácnosti a školskej úspešnosti.

Zistili sme, že rodina s oboma rodičmi poskytuje dieťaťu mierne lepšie bohatstvo, vybavenie vzdelávacími prostriedkami, ako rodina iba s jedným, resp. bez oboch rodičov. Vo väčšine indikátorov školskej úspešnosti vidieť lepší priemerný výkon žiakov z úplných rodín ako v rodinách, kde je iba jeden, alebo chýbajú obaja rodičia. Pokiaľ ide o intelektové predpoklady (TVS), rozdiely priemerných výkonov medzi kategóriami podľa úplnosti rodiny nie sú tak veľké, ako v prípade ostatných kognitívnych testov. To je na jednej strane dobrý predpoklad pre „rovnaký“ rozvoj všetkých žiakov bez ohľadu na ich rodinné zázemie, na strane druhej by sme mohli menšie rozdiely v meraniach inteligencie ako v meraniach výsledkov vzdelávania medzi kategóriami úplnosti rodiny považovať za argument, že neúplnosť rodiny žiaka diskriminuje v jeho školskej úspešnosti. Ďalej môžeme vysloviť predpoklad, že dopad pozitívneho či negatívneho rodinného zázemia na vzdelávací úspech detí je výraznejší u žiakov základných škôl ako stredných. Zvlášť žiaci gymnázií neprejavili tak výrazné odlišnosti vo výsledkoch v kognitívnych testoch podľa ESCS, ako ostatné skupiny. Tento jav môže mať okrem iného korene v tom, že gymnáziá sú školy, ktoré dokážu dobre eliminovať sociálne, ekonomické a kultúrne rozdiely medzi žiakmi, čo by bol želaný stav v záujme rovného prístupu ku vzdelaniu.

Pre obmedzený priestor sme nepredstavili zistenia rozdielov v skúmaných indikátoroch a vzťahmi medzi nimi podľa zamestnanosti rodičov, regionálnych rozdielov a ďalších, ktorým sa budeme venovať v niektorej ďalšej publikácii.

Literatúra:

- [1] BOURDIEU, P., PASSERON, J. 1977. *Reproduction in education, society and culture*. London: Sage publications.
- [2] COLEMAN, J.S. 1994. *Foundations of Social Theory*. The Belknap Press of Harvard University Press, Cambridge, p.300-320.

- [3] CONGER, R., DONNELLAN, M. B. 2007. An Interactionist Perspective on the Socioeconomic Context of Human Development.
<http://jpkc.ecnu.edu.cn/fzxlx/jiaoxue/An%20Interactionist%20Perspective%20on%20the%20Socioeconomic%20Context%20of%20Human%20Development.pdf>
- [4] JUŠČÁKOVÁ, Z. 2014. Kontextuálne premenné školskej úspešnosti žiaka. Forum Statisticum Slovaccum, 2/2014, s.62.
- [5] JUŠČÁKOVÁ, Z., BUKVAJOVÁ, M. 2014. Správa z merania ekonomického, sociálneho a kultúrneho statusu žiaka, NÚCEM, <http://www.etest.sk/data/att/421.pdf>
- [6] MATOUŠEK, O., PAZLAROVÁ, H. 2010. *Hodnocení ohroženého dítěte a rodiny*. Praha, Portál. s184.

Adresa autorky:

Zuzana Juščáková, PhD.

Národný ústav certifikačných meraní výsledkov vzdelávania

Žehrianska 9

851 07 Bratislava

zuzana.juscakova@nucem.sk

Modely pridanej hodnoty vo vzdelávaní slovenských stredných škôl Slovak High Schools Value-Added Models

Pavol Kaclik, Mária Kolková, Lukáš Piš, Jana Trajová

Abstract: Data analysis from nationwide testing in Slovak language and literature showed statistically significant difference in the achievement between grammar school and vocational school pupils and difference in the achievement between girls and boys, too. Currently value added research in the Slovak republic is oriented towards application of hierarchical linear modelling. We included parameters (sex and type of high school) as regressors to value added model using three different methods. In this paper we showed that value added estimates were highly correlated ($R > 0,998$) and all models have very similar statistical characteristics, regardless the method used.

Abstrakt: Pri analyzovaní dát z celonárodných meraní v predmete Slovenský jazyk a literatúra sa ukazuje štatisticky významný rozdiel vo výkonnosti v testoch medzi gymnáziami a ostatnými strednými školami a taktiež medzi dievčatami a chlapcami. Keďže na Slovenku prebieha výskum v oblasti modelovania pridanej hodnoty vo vzdelávaní (PHV) pomocou hierarchických lineárnych modelov, tieto ukazovatele (pohlavie a typ strednej školy) sme zahrnuli do modelu PHV ako regresory tromi rôznymi spôsobmi. Ukážeme, že PHV určené tromi rôznymi modelmi veľmi vysoko korelujú ($R > 0,998$) a všetky modely majú veľmi podobné štatistické charakteristiky.

Key words: hierarchical linear modeling, value added.

Kľúčové slová: hierarchické lineárne modelovanie, pridaná hodnota vo vzdelávaní.

JEL classification: C51, C52, I21

1. Úvod

Výskum zameraný na modelovanie pridanej hodnoty vo vzdelávaní (PHV) v Národnom ústave certifikovaných meraní vzdelávania pokročil od modelovania jednoduchým lineárnym regresným modelom [4] k hierarchickému lineárnemu regresnému modelu. Použitie hierarchického lineárneho regresného modelu je podmienené štruktúrou dát, ktorú charakterizujú dve úrovne: úroveň žiaka a úroveň školy. Model PHV – bez ohľadu na metódu, ktorá sa použije – je postavený na výsledkoch z minimálne dvoch vedomostných testov, pričom cieľom je odhadnúť príspevok školy k pokroku žiaka v testovanom predmete za dané obdobie (medzi vstupným a výstupným testom). Je však tiež namieste uvažovať o zahrnutí ďalších charakteristík žiaka a škôl do modelu – okrem výkonu žiaka na začiatku posudzovaného obdobia – s cieľom presnejšie odhadnúť príspevok školy. V príspevku sme uvažovali o vplyve pohlavia a typu strednej školy v modeloch PHV i priemernej úspešnosti žiakov školy vo vstupnom teste. Existujú však rôzne spôsoby ich zahrnutia do modelu. Závisí PHV školy od konkrétneho spôsobu implementácie kontextuálnych premenných? Výsledky nášho výskumu naznačujú, že nie.

2. Opis databázy

Výskum sme realizovali na databáze výsledkov žiakov v Externej časti maturitnej skúšky (EČMS) z roku 2012 a Testovania 9 (T9) z roku 2008 zo slovenského jazyka a literatúry¹. Merania T9 sa zúčastnilo celkovo 54 574 žiakov a testovania EČMS 56 501, oboch meraní 38 571 žiakov, z toho 37 336 bolo intaktných.

¹ Celý príspevok sa venuje PHV vypočítanej na základe testov zo slovenského jazyka a literatúry. Ďalej v texte skracujeme na PHV a úspešnosť v EČMS či T9 bez zdôrazňovania predmetu testovania.

Analyzovaný súbor má 36 958 žiakov. Sú to intaktní žiaci, ktorí sa zúčastnili oboch meraní a nachádzajú sa na strednej škole (SŠ) s aspoň 11 žiakmi [6]. V databáze sa nachádza 599 škôl – 188 gymnázií a 411 ostatných SŠ – s priemerným počtom žiakov 63($\pm$ 46) na gymnáziách a 61($\pm$ 41) na ostatných SŠ (v zátvorke je uvedená hodnota štandardnej odchýlky). Najväčšie gymnázium malo 244 žiakov, z ostatných SŠ mala najväčšia škola 259 žiakov. Minimálny počet žiakov v prípade gymnázií i ostatných SŠ je 11. Pod pojmom počet žiakov školy sa myslí počet žiakov školy v maturitnom ročníku, ktorí sa zúčastnili EČMS. Z pohľadu podielu dievčat na školách, v súbore je jedno chlapčenské gymnázium a 43 chlapčenských a 7 dievčenských ostatných SŠ. Najvyšší podiel dievčat zo všetkých žiakov na gymnáziách v súbore je 87,5 %.

Tab. 1 obsahuje základné charakteristiky o výsledkoch žiakov súboru v T9 a EČMS vzhľadom na pohlavie a typ školy. Popisná štatistika skúmaného súboru a štatistické testy ukázali, že je štatisticky aj vecne významný rozdiel v úspešnosti žiakov ostatných SŠ (55,61%) a žiakov gymnázií (71,20%) v EČMS: $t = 123,11$; $p < 0,001$; $d = 1,64$, ako aj štatisticky významný rozdiel v úspešnosti chlapcov (54,88%) a dievčat (56,40%) ostatných SŠ ($t = 9,81$; $p < 0,001$; $d = 0,12$) a chlapcov (69,95%) a dievčat (71,99%) gymnázií ($t = 9,93$; $p < 0,001$; $d = 0,18$) v EČMS. Žiaci gymnázií (73,51%) v porovnaní so žiakmi ostatných SŠ (58,07%) majú štatisticky i vecne významne rozdielnu úspešnosť v T9 ($t = 90,86$; $p < 0,001$; $d = 1,19$). Vzťah medzi úspešnosťou v T9 a v EČMS je mierny na gymnáziách ($R = 0,439$; $p < 0,001$) aj ostatných SŠ ($R = 0,422$; $p < 0,001$).

Tab. 1 Základné charakteristiky úspešnosti žiakov súboru v T9 a EČMS

Typ školy	Štatistika	Úspešnosť v T9 2008 zo SJL v (%)			Úspešnosť v EČMS 2012 zo SJL v (%)		
		Chlapci	Dievčatá	Spolu	Chlapci	Dievčatá	Spolu
Gymnázia	N	4573	7247	11820	4573	7247	11820
	Priemer	71,3(2)	74,87(16)	73,51(13)	69,95(16)	71,99(13)	71,20(10)
	Minimum	15	15	15	21,88	20,31	20,31
	Maximum	100	100	100	98,44	96,88	98,44
	Rozsah	85	85	85	76,56	76,56	78,13
	Rozpätie	14,8	13,9	14,4	11,0	10,7	10,9
	Šikmosť	-0,48(4)	-0,60(3)	-0,56(2)	-0,52(4)	-0,56(3)	-0,54(2)
	Špicatosť	-0,10(7)	0,21(6)	0,08(5)	0,22(7)	0,16(6)	0,19(5)
Ostatné SŠ	N	13015	12123	25138	13015	12123	25138
	Priemer	56,13(15)	60,15(15)	58,07(11)	54,88(10)	56,40(12)	55,61(8)
	Minimum	0	0	0	10,9	14,1	10,9
	Maximum	100	100	100	89,1	95,3	95,3
	Rozsah	100	100	100	78,1	81,3	84,4
	Rozpätie	16,8	16,8	16,9	11,9	12,7	12,3
	Šikmosť	-0,01(2)	-0,13(2)	-0,07(2)	-0,15(2)	-0,13(2)	-0,12(2)
	Špicatosť	-0,39(4)	-0,43(4)	-0,43(3)	-0,22(4)	-0,36(4)	-0,28(3)

3. Metodológia a výsledky

Odhady a ich štandardné chyby sa so zväčšovaním veľkosti vzorky stávajú presnejšími. V prípade hierarchických lineárnych modelov je kritický najmä počet jednotiek na druhej úrovni (v našom prípade škôl). Existuje niekoľko všeobecne akceptovaných pravidiel, ako napr. pravidlo 30/30 [5], pravidlo 50/20 [2] pre prípad medziúrovňových interakcií, či

pravidlo 100/10 [2] pri skúmaní viacerých náhodných zložiek v modeli². Počet žiakov v ročníku je daný veľkosťou a počtom tried, no doporučuje sa, aby pri hierarchickom modelovaní tento počet neklesol pod 11 [6]. V našej databáze boli preto len tie školy, v ktorých bol počet žiakov v ročníku väčší ako 10.

Vplyv typu SŠ a pohlavia žiaka na úspešnosť v EČMS sa ukázal ako významný, navrhli sme preto viaceré 2-úrovňové hierarchické lineárne modely s náhodným priesečníkom zohľadňujúce tieto charakteristiky. Výsledkom tohto procesu sú tri modely (I, II a III), ktoré postupne detailne predstavíme.

Základnými premennými na úrovni žiaka boli premenná $T9_{ij}$ – úspešnosť žiaka i na škole j v T9 a premenná $ECMS_{ij}$ – úspešnosť žiaka i na škole j v EČMS.

Premennú pohlavie sme pri modelovaní zahrnuli pomocou:

1. premennej na prvej úrovni $Pohlavie_{ij}$ (0 – chlapec, 1 – dievča) – model I;
2. troch kategoriálnych prvoúrovňových premenných $gymCH_{ij}$, $sosD_{ij}$ a $gymD_{ij}$, ktoré nadobúdali hodnoty 0 alebo 1, pre rozlíšenie štyroch kategórií žiakov: chlapci z gymnázií, dievčatá z ostatných SŠ, dievčatá z gymnázií a chlapci z ostatných stredných škôl. Posledne menovaní boli zároveň referenčnou kategóriou ($gymCH_{ij} = sosD_{ij} = gymD_{ij} = -1$)³ – model II;
3. intervalovej druhoúrovňovej premennej pD_j (podiel dievčat v škole j) – model III.

Kategoriálne premenné použité v modeli II $gymCH_{ij}$, $sosD_{ij}$ a $gymD_{ij}$ zachytávajú okrem pohlavia žiaka aj typ strednej školy. V modeloch I a III typ SŠ reprezentovala typ školy druhoúrovňová kategoriálna premenná $typSS_j$ ($-N_G/N$ pre ostatné SŠ a $N_{oSŠ}/N$ pre gymnáziá)⁴, kde N_G je počet gymnazistov v súbore, $N_{oSŠ}$ počet žiakov ostatných SŠ súboru a N počet žiakov súboru.

Okrem uvedených druhoúrovňových premenných (pD_j a $typSS_j$) sa v každom z modelov nachádza ďalšia druhoúrovňová premenná – priemerná úspešnosť žiakov školy v T9, $MT9_j$, tzv. „peer“ efekt. Žiak je v triede a škole vždy obklopený svojimi spolužiakmi a vzájomne sa ovplyvňujú. Múdri a usilovní žiaci môžu kladne pôsobiť na svojich rovesníkov, a tým dvíhať úroveň celej triedy. Naopak, jediný vplyvný výtržník môže rozložiť celú triedu, ak nie celú školu. Je známe, že čím väčší je podiel dievčat v triede, tým väčší je ich vplyv na úspešnosť žiaka, a to rovnako na chlapcov i dievčatá [2]. Úroveň triedy sme nezvažovali, nakoľko v národných meraniach príslušnosť žiaka k triede nie je dostupný údaj a zároveň tento prístup by pravdepodobne viedol k nedostatočnému počtu žiakov v niektorých triedach. Peer efektom v našich modeloch rozumieme efekt žiakov celej školy.

Pri zavedení premennej $T9_{ij}$ sme použili metódu centrovania, čo ďalej označuje predpona cwc ⁵ v názve premennej:

$$cwcT9_{ij} = T9_{ij} - \overline{T9}_{.j}, \quad (1)$$

kde

$$\overline{T9}_{.j} = \frac{1}{n_j} \cdot \sum_{i=1}^{n_j} T9_{ij} \quad (2)$$

a n_j je počet žiakov v škole j . Takisto premenná $MT9_j$ nebola zavádzaná priamo, ale jej centrovaná hodnota s predponou cgm ⁶:

² prvé číslo sa týka počtu škôl, druhé počtu žiakov

³ efektívne kódovanie (angl. effect coding): referenčná kategória má hodnotu -1, inak 0 alebo 1

⁴ efektívne vážené kódovanie (angl. weighted effect coding)

⁵ angl. “centering within cluster”

⁶ angl. “centering at the grand mean”

$$cgmMT9_j = MT9_j - \overline{MT9}, \quad (3)$$

kde

$$\overline{MT9} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J MT9_j, \quad (4)$$

pričom J je počet škôl v súbore. Centrovanie premenných rieši zmysluplnosť interpretácie regresných koeficientov a tiež kolinearitu premenných.

Pomocou analýzy tzv. nultého modelu ukážeme opodstatnenosť použitia hierarchického modelovania pre uvažované dáta.

Nultý model

Analýza dvojúrovňového hierarchického lineárneho modelu zvyčajne začína modelom bez vysvetľujúcich premenných na prvej i druhej úrovni, tzv. nultým modelom⁷ – v našom prípade modelom vyjadreným vzťahmi (5) a (6). Rovnica pre model prvej úrovne (úroveň žiaka) má tvar

$$ECMS_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}, \quad (5)$$

kde β_{0j} je lokujúca konštanta (intercept) priamky rovnajúca sa priemernej úspešnosti žiakov školy j a r_{ij} rezíduum 1. úrovne.

Model druhej úrovne (úroveň školy) vyjadruje rovnica

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}, \quad (6)$$

kde γ_{00} je priemerná úspešnosť v EČMS všetkých škôl a u_{0j} , rezíduum 2. úrovne, je efekt (PHV) školy j na priemernú úspešnosť v EČMS. Predpokladáme:

$$r_{ij} \sim N(0, \sigma^2), \quad (7)$$

a

$$u_{0j} \sim N(0, \tau)^8. \quad (8)$$

Nultý model a jeho parametre môžu poskytnúť nasledovné [1]:

- informáciu o prítomnosti a veľkosti druhoúrovňového rozptylu úspešnosti žiakov škôl v EČMS (medzi školami) – τ ,
- významnosť rozdielu medzi jednotkami druhej úrovne modelu (školami),
- pomer rozptylu úspešnosti žiakov škôl v EČMS ležiaceho medzi školami ku celkovému rozptylu – ICC⁹,
- celkovú mieru reliability ako pomer rozptylov odhadnutých a pozorovaných priemerov úspešnosti žiakov škôl v EČMS – λ .

Výsledkom analýzy nultého modelu pre analyzované dáta je štatisticky významný rozptyl priemerov úspešnosti žiakov škôl v EČMS: $\hat{\tau} = 89,8$; $\chi^2 = 30314$; $p < 0,0001$. Odhad rozptylu medzi školami ($\hat{\sigma}^2$) má hodnotu 108,63 a odhad vnútrotriedneho korelačného koeficientu má hodnotu 0,452, čo znamená, že 45,2% celkového rozptylu úspešnosti žiakov v EČMS je vysvetlených hierarchickou štruktúrou dát. Priemerná hodnota reliability je 0,969, ktorej veľkosť znamená, že priemerná úspešnosť žiakov analyzovaného súboru škôl v EČMS skúmaného súboru je spoľahlivým indikátorom skutočnej hodnoty priemernej úspešnosti žiakov slovenských gymnázií a ostatných SŠ v EČMS.

⁷ angl. unconditional model, unconstrained model alebo tiež empty model

⁸ Uvedené predpoklady (7) a (8) platia pri všetkých ďalších modeloch, ak nie je uvedené inak.

⁹ angl. Intraclass Correlation Coefficient

Rozšírenie nultého modelu

Ako sme uviedli v časti 2, žiaci gymnázií majú v porovnaní so žiakmi ostatných SŠ štatisticky i vecne významne rozdielnú úspešnosť v T9. Zavedenie kategoriálnej premennej $typSS_j$ do nultého modelu na úroveň školy – model vyjadrený vzťahmi (5) a (9)

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \cdot TypSS_j + u_{0j} \quad (9)$$

vysvetlí 59,10% variability na druhej úrovni (PVE_2)¹⁰ [8] a zníži hodnotu ICC o 19,9% oproti nultému modelu na hodnotu 25,3%. Hodnota ICC so zahrnutím kategoriálnych premenných $gymCH_{ij}$, $sosD_{ij}$ a $gymD_{ij}$ do nultého modelu na úrovni žiaka – model vyjadrený vzťahmi (10) a (6)

$$ECMS_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \cdot gymCH_{ij} + \beta_{2j} \cdot sosD_{ij} + \beta_{3j} \cdot gymD_{ij} + r_{ij} \quad (10)$$

klesne na hodnotu 25,18% a podiel vysvetlenej variability na druhej úrovni je 59,31%.

S modelom vyjadreným vzťahmi (10) a (6) je ekvivalentný model

$$ECMS_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \cdot Pohlavie_{ij} + r_{ij} \quad (11)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \cdot TypSS_j + u_{0j} \quad (12)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} \quad (13)$$

s kategoriálnou premennou $Pohlavie_{ij}$ na úrovni žiaka a s premennou $typSS_j$ na úrovni školy, pretože ICC pre tento model má hodnotu 25,0% a podiel vysvetlenej variability medzi školami oboma kategoriálnymi premennými súčasne je 59,60%.

O vzájomnom vplyve rovesníkov sme už písali vyššie. Teraz sa pokúsime tento vplyv kvantifikovať zavedením centrovanej premennej $cgmMT9_j$ do modelu:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \cdot cgmMT9_j + u_{0j} \quad (14)$$

Premenná $cgmMT9_j$ v modeli vyjadrenom vzťahmi (5) a (14) zníži hodnotu ICC o 29,0% a podiel vysvetlenej variability na druhej úrovni je až 76,61%, čo znamená, že peer efekt je významnou premennou vysvetľujúcou úspešnosť žiaka v EČMS. Hodnoty centrovanej premennej $cgmMT9_j$ sú z intervalu $\{-24,306\%; 24,568\%\}$ a odhad regresného koeficienta $\hat{\gamma}_{01}$ má hodnotu 0,83 ($t = 41,38$; $df = 597$; $p < 0,001$). Veľkosť peer efektu tak môžeme vyjadriť číselne ako súčin $\hat{\gamma}_{01} \cdot cgmMT9_j$, ktorého hodnoty budú z intervalu $\{-20,21\%; 20,43\%\}$. Odhad priemernej úspešnosti žiakov v EČMS $\hat{\gamma}_{00} = 59,0\%$ ($t = 296,5$; $df = 597$; $p < 0,001$) môže pod vplyvom peer efektu nadobúdať hodnoty od 39% po 79%, čo je približne $\pm 34\%$ zmena.

Premenné $typSS_j$ a $MT9_j$ na druhej úrovni v modeli vyjadrenom vzťahmi (5) a (15)

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \cdot TypSS_j + \gamma_{02} \cdot cgmMT9_j + u_{0j} \quad (15)$$

spolu vysvetľujú 81,35% variability medzi školami, ktorej hodnota klesne z 89,8 v nultom modeli na úroveň 16,7.

Model s nezávislou premennou na úrovni žiaka

Analýzu vplyvu žiakovej úspešnosti v T9 na jeho úspešnosť v EČMS umožňuje dvojúrovňový model, ktorého rovnica pre úroveň žiaka je

$$ECMS_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \cdot cwct9_{ij} + r_{ij} \quad (16)$$

a pre úroveň školy

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (17)$$

¹⁰ angl. Proportion variance explained at level 2

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} \quad (18)$$

Úspešnosť žiakov v T9 vysvetľuje 12,25% rozptylu úspešnosti v EČMS na prvej úrovni (PVE₁)¹¹. Analyzovali sme vplyv zavedenia vysvetľujúcich premenných na úrovni žiaka i školy do nultého modelu vyjadreného vzťahmi (5) a (6) – pomocou hodnôt ICC a podielu vysvetlenej variability na 1. či 2. úrovni. Všetky tieto modely mali náhodný člen na druhej úrovni len v rovnici pre β_{0j} . Takéto modely sa nazývajú modely s náhodným priesečníkom. Ďalej vyšetříme zavedenie náhodného člena do rovnice (18).

Sklon regresných priamok závislosti $ECMS = f(T9)$ v jednoduchom lineárnom regresnom modeli pre školy skúmanej databázy je z intervalu $\langle -0,095; 0,676 \rangle$ a ich priemer má hodnotu 0,25. Pre žiakov gymnázií je sklon tejto závislosti o 15% strmší a z hľadiska pohlavia je sklon spomínanej závislosti u dievčat o 19% strmší. Preskúmali sme preto vplyv úspešnosti v T9 na úspešnosť v EČMS aj na modeli s náhodným sklonom, čo zabezpečí náhodný člen na druhej úrovni v rovnici pre β_{1j} :

$$ECMS_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \cdot cwcT9_{ij} + r_{ij} \quad (19)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (20)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j} \quad (21)$$

pričom predpokladáme (7) a (22)

$$(u_{0j}, u_{1j}) \sim N_2(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}), \quad (22)$$

kde

$$\boldsymbol{\mu} = \mathbf{0} \text{ a } \boldsymbol{\Sigma} = \begin{pmatrix} \tau_{00} & \tau_{01} \\ \tau_{10} & \tau_{11} \end{pmatrix}. \quad (23)$$

Variabilita odhadu $\hat{\beta}_{1j}$ je štatisticky významná ($\chi^2 = 1047$; $df = 598$; $p < 0,0001$) a má hodnotu 0,00535, pričom variabilita odhadu $\hat{\beta}_{0j}$ ($90,142 - 90,139 = 0,003$) sa oproti predošlému modelu bez náhodného sklonu takmer nezmenila. Takisto sa veľmi málo zmenil podiel vysvetlenej variability na úrovni žiaka: z 12,25% na 13,29%. Inými slovami, sklon priamky závislosti $ECMS = f(T9)$ v škole j nie je len vecou náhody, ale jeho príčinou sú charakteristiky žiaka a školy, ktoré je potrebné zahrnúť do modelu PHV. Ďalej sme preto pracovali s modelmi s náhodným priesečníkom ($u_{1j} = 0$). Navrhli sme tri rôzne dvojúrovňové hierarchické modely PHV.

Model s náhodným priesečníkom I

Prvý model PHV rozlišuje typ SŠ pomocou kategoriálnej premennej $typSS_j$ a pohlavie žiaka reprezentuje v modeli kategoriálna premenná $Pohlavie_{ij}$. Do modelu sme zahrnuli aj peer efekt, MT9, ako ďalšiu charakteristiku školy:

Úroveň žiaka

$$ECMS_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \cdot cwcT9_{ij} + \beta_{2j} \cdot Pohlavie_{ij} + r_{ij} \quad (24)$$

Úroveň školy

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \cdot TypSS_j + \gamma_{02} \cdot cgmMT9_j + u_{0j} \quad (25)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} \cdot TypSS_j \quad (26)$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + \gamma_{21} \cdot cgmMT9_j \quad (27)$$

Odhady regresných koeficientov modelu a rozptylu na prvej i druhej úrovni, podiel vysvetlenej variability a hodnoty informačných kritérií uvádzame prehľadne v tab. 2. Veľkosť

¹¹ angl. Proportion variance explained at level 1

vpływu jednotlivých premenných na úspešnosť žiaka v EČMS možno určiť z číselnej hodnoty odhadu im prislúchajúcim koeficientov. Ak sa napr. bude priemerná úspešnosť žiakov v T9 dvoch škôl líšiť o 10%, bude rozdiel ich predikovaných úspešností v EČMS – 3. člen pravej strany rovnice (14) – $0,60 \cdot 10\% = 6\%$ za predpokladu, že všetky ostatné parametre zostanú rovnaké. Hodnoty odhadov $\hat{\gamma}_{20} = -0,40$ a $\hat{\gamma}_{21} = 0,054$ potvrdzujú naše zistenie, že závislosť $ECMS = f(T9)$ je u dievčat strmšia (nižšia hodnota lokujúcej konštanty a väčšia hodnota smernice).

Model s náhodným priesečníkom II

Druhý model PHV rozlišuje typ SŠ a zároveň pohlavie žiaka pomocou troch kategoriálnych prvoúrovňových premenných $gymCH_{ij}$, $sosD_{ij}$ a $gymD_{ij}$. Do modelu sme zahrnuli aj peer efekt $MT9_j$ ako ďalšiu charakteristiku školy:

Úroveň žiaka

$$ECMS_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \cdot cwcT9_{ij} + \beta_{2j} \cdot gymCH_{ij} + \beta_{3j} \cdot sosD_{ij} + \beta_{4j} \cdot gymD_{ij} + r_{ij} \quad (28)$$

Úroveň školy

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \cdot cgmMT9_j + u_{0j} \quad (29)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} \quad (30)$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} \quad (31)$$

$$\beta_{3j} = \gamma_{30} \quad (32)$$

$$\beta_{4j} = \gamma_{40} \quad (33)$$

V tab. 2 v stĺpci „Model II“ sú uvedené parametre modelu. Z nich možno napr. vyčítať, že očakávaný rozdiel úspešnosti v EČMS dvoch dievčat, jednej z gymnázia a druhej z niektorej z ostatných SŠ, ktoré mali rovnakú úspešnosť v T9 a žiaci ich škôl majú rovnakú priemernú úspešnosť v T9, je $3,4 - (-3,4) = 6,8\%$.

Model s náhodným priesečníkom III

Tretí model PHV obsahuje peer efekt, ktorým je priemerná úspešnosť žiakov školy v T9, rozlišuje typ SŠ tak ako prvý model pomocou kategoriálnej premennej $typSS_j$ a pohlavie žiaka predstavuje v modeli ďalší peer efekt pD_j – podiel dievčat a celkového počtu žiakov školy j :

Úroveň žiaka

$$ECMS_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \cdot cwcT9_{ij} + r_{ij} \quad (34)$$

Úroveň školy

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \cdot TypSS_j + \gamma_{02} \cdot cgmMT9_j + u_{0j} \quad (35)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} \cdot TypSS_j + \gamma_{12} \cdot pD_j \quad (36)$$

Uvedený model má najnižšiu hodnotu informačných kritérií a súčasne najvyšší podiel vysvetlenej variability na oboch úrovniach, žiaka i školy. Parametre modelu sú uvedené v tab. 2 v stĺpci „Model III“. Hodnoty koeficientov γ_{11} a γ_{12} naznačujú, že β_{1j} bude vyšší pre dievčenské školy ako pre chlapčenské školy, a že bude vyšší pre gymnáziá ako pre ostatné SŠ, čo súhlasí s našimi zisteniami uvedenými v časti *Model s nezávislou premennou na úrovni žiaka* o sklone regresných priamok závislosti $ECMS = f(T9)$ v jednoduchom lineárnom regresnom modeli pri rozlišovaní pohlavia a typu SŠ.

Pre všetky tri modely sme overili kľúčové predpoklady týkajúce sa hierarchického lineárneho modelu [8]. Normalitu rezíduí na 1. úrovni sme overili pomocou Shapiro-

Wilkovho testu. Zamietnutá na hladine významnosti $\alpha=0,05$ bola v prípade 78 škôl (model I), 81 škôl (model II) a 74 škôl (model III) z 599, čo predstavuje od 12,4 % do 13,5 % skúmaných škôl. Tieto školy vyžadujú zvláštne prešetrenie. Zamietnuté normálne rozdelenie rezíduí 1. úrovne však nespôsobí vychýlenie bodového odhadu efektov na 2. úrovni (PHV). Vychýlené môžu byť odhady ich štandardných chýb, čo bude mať vplyv na intervalové odhady PHV a testy štatistických hypotéz [8].

Tab. 2 Porovnanie troch modelov PHV

Parameter	Model I		Model II		Model III	
	Odhad	p	Odhad	p	Odhad	p
<i>Odhad fixných efektov</i>						
γ_{00}	59,27(19)	<0,001	60,2(2)	<0,001	59,11(18)	<0,001
γ_{01}	6,2(5)	<0,001	0,63(3)	<0,001	6,2(5)	<0,001
γ_{02}	0,60(3)	<0,001			0,63(3)	<0,001
γ_{10}	0,250(4)	<0,001	0,246(3)	<0,001	0,216(7)	<0,001
γ_{11}	0,047(8)	<0,001			0,041(8)	<0,001
γ_{12}					0,066(12)	<0,001
γ_{20}	-0,40(13)	0,002	2,7(3)	<0,001		
γ_{21}	0,054(12)	<0,001				
γ_{30}			-3,4(3)	<0,001		
γ_{40}			3,4(3)	<0,001		
<i>Odhad náhodných efektov</i>						
τ	17,21	<0,001	17,19	<0,001	17,18	<0,001
σ^2	95,21		95,27		95,19	
<i>Podiel vysvetlenej variability</i>						
ICC (%)	15,31		15,29		15,29	
PVE ₁ (%)	12,35		12,30		12,37	
PVE ₂ (%)	80,83		80,85		80,86	
<i>Informačné kritériá modelu</i>						
AIC	274675,55		274689,25		274668,27	
AIC _c	274675,55		274689,25		274668,27	
CAIC	274694,59		274708,28		274687,31	
BIC	274692,59		274706,28		274685,31	

Homoskedasticita na 1. úrovni bola χ^2 testom zamietnutá vo všetkých troch modeloch ($p < 0,001$; df 598). Môže to byť spôsobené vysokým počtom škôl. Ďalším dôvodom môže byť nezahrnutie do modelu významnej premennej na 1. úrovni – pre nás zatiaľ neznámej, fixovanie jej koeficientu, hoci by mal byť náhodný alebo rozdelenie vstupných dát odchyľujúce sa od normálneho s ťažkými „chvostami“ [6]. Napriek porušeniu predpokladu homoskedasticity bodové odhady koeficientov na 2. úrovni zostanú nevychýlené. Heteroskedasticita bude mať dopad na výdatnosť ich odhadov a nevychýlenosť ich štandardných chýb [6].

Normalitu rezíduí na 2. úrovni sme posudzovali na hladine významnosti $\alpha=0,05$ pre podsúbory vyjadrujúce menšie logické celky. Ak sme ako triediacu premennú vzali „Kraj“, Kolmogorov-Smirnov test zamietol normalitu z ôsmich krajov iba v Žilinskom kraji pri kategórii ostatných SŠ. Shapiro-Wilkov test zamietol normalitu v Trenčianskom kraji v prípade gymnázií a v Žilinskom, Banskobystrickom a Košickom kraji pre ostatné SŠ. Pre triediacu premennú „Zriaďovateľ“ normalitu oba testy zamietli bez ohľadu na typ SŠ.

Nezávislosť rezíduí a prediktorov na 1. úrovni bola overená pomocou závislosti rezíduí a odhadnutej úspešnosti študenta v EČMS – graficky i štatistickým testom [1]. Nebola zistená závislosť ani pri jednom z troch modelov I, II a III ($R = 0,014$; $p < 0,01$ pre všetky tri modely).

Nezávislosť rezíduí a prediktorov 2. úrovne ($gmcMT9_j$, pD_j) sme posúdili na základe štatistickej významnosti korelačných koeficientov. Ich významnosť preukázaná nebola. Rezíduá 2. úrovne pre gymnáziá a ostatné SŠ sa štatisticky významne neodlišovali.

Rezíduá 1. a 2. úrovne sú nezávislé ($R = 0,039$; $p < 0,001$ pre všetky tri modely).

Nulová hypotéza o nezávislosti medzi rezíduami na 1. úrovni a prediktormi na 2. úrovni ($cgmMT9_j$ a pD_j) nebola zamietnutá ani v jednom prípade. Rozdiely v rezíduách 1. úrovne medzi gymnáziami a ostatnými SŠ sa neukázali.

Nakoniec nezávislosť rezíduí 2. úrovne a prediktorov 1. úrovne bola overená graficky – vzťahom medzi Mahalanobisovou vzdialenosťou rezíduí 2. úrovne a predikovanou hodnotou $EČMS_{ij}$ na 1. úrovni [1].

Uvedené tri modely boli okrem vlny 2008 – 2012 (1. vlna) overené aj na dátach z nasledujúcich dvoch vln: T9 v roku 2009 – EČMS v roku 2013 na 581 školách s 34 690 žiakmi (2. vlna) a T9 v roku 2010 – EČMS v roku 2014 na 565 školách a 30 395 žiakoch (3. vlna). Aj v týchto prípadoch boli zistené výsledky analogické s výsledkami uvedenými vyššie na 1. vlne. Všetky tri modely dosahovali odhady $\hat{\sigma}^2$ a $\hat{\tau}$ približne rovnaké:

2. vlna: $\hat{\tau} \in \langle 18,46; 18,60 \rangle$, $\hat{\sigma}^2 \in \langle 95,37; 95,68 \rangle$,

3. vlna: $\hat{\tau} \in \langle 21,29; 21,80 \rangle$, $\hat{\sigma}^2 \in \langle 98,15; 98,55 \rangle$.

Korelácie medzi PHV určenými v jednotlivých troch modeloch boli veľmi vysoké (1. vlna: $R > 0,998$, 2. vlna: $R > 0,999$; 3. vlna: $R > 0,998$), hodnoty ICC vyrovnané (2. vlna: $\langle 16,17; 16,32 \rangle$; 3. vlna: $\langle 17,81; 18,12 \rangle$), rovnako PVE_1 (2. vlna: $\langle 11,23; 11,52 \rangle$; 3. vlna: $\langle 15,63; 15,97 \rangle$) a PVE_2 (2. vlna: $\langle 76,34; 76,51 \rangle$; 3. vlna: $\langle 77,44; 77,97 \rangle$).

4. Záver

Hlavným cieľom modelovania PHV je čo najspoľahlivejšie určiť rozdiely v kvalite vzdelávacieho procesu medzi školami. Vzhľadom na hierarchickú štruktúru vzdelávacieho systému (zriaďovateľ, škola, trieda, žiak) sa ako najvhodnejším nástrojom ukazuje byť hierarchické modelovanie PHV. Pri akomkoľvek modeli, aj keď je len aproximáciou reality, je však dôležité, aby meral to, čo skutočne merať má. Overiť validitu a platnosť modelu znamená určiť, či model a jeho výstupy zodpovedajú realite. Validitu modelu je preto možné zistiť porovnaním výstupov modelu so skutočným stavom v teréne (napr. kvalitatívnym výskumom). Model sme sa zatiaľ pokúsili validovať v rámci štatistického modelovania – porovnaním troch modelov. Potvrdením horizontálnej stability (rôzne modely v rovnakom čase) sú veľmi podobné štatistiky modelov a tiež fakt, že $\hat{u}_{0j}$ získané modelmi I a II, I a III a II a III veľmi vysoko korelujú. Potvrdením vertikálnej stability (stabilita modelu v čase) je zachovanie zistených štatistických vlastností modelov aj na neskorších vlnách T9 – EČMS, čo naznačuje nezávislosť modelu od konkrétnych dát.

Literatúra

- [1] ALKHARUSHI, H. 2011. Hierarchical Linear Models: Applications in Educational Assessment Research. In: *Educational Research Journal*, roč. 26, č. 1, s. 41 – 49.
- [2] HOX, J. J. 2002. *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*. New Jersey : Lawrence Erlbaum Associates, Inc., s. 235, ISBN 0-8058-3218-1.
- [3] HOXB, C. M. 2002. The Power of Peers. How does the makeup of a classroom influence achievement? In: *Education Next*, Summer 2002, roč. 2, č. 2, s. 57 – 63. URL: http://educationnext.org/files/ednext20022_56.pdf
- [4] KOLKOVÁ, M. – KACLÍK, P. 2014. Prvé skúsenosti s modelovaním tzv. pridanej hodnoty na slovenských dátach. In *Forum Statisticum Slovacum*, roč. X, Slovenská štatistická a demografická spoločnosť, Bratislava 2014, ISSN 1336-7420, s. 70-77.
- [5] KREFT, I. G. G. 1996. *Are Multilevel Techniques Necessary? An Overview, Including Simulation Studies*. Los Angeles : California State University.
- [6] Scientific Software International. *Level-1 variance: heteroscedasticity/testing homogeneity*. [cit. 2015-3-3]. URL: <http://www.ssicentral.com/hlm/faqs7.html>
- [7] SNIJDERS, T. A. B. – BOSKER, R. J. 1993. Standard Errors and Sample Sizes for Two-Level Research. In: *Journal of Educational Statistics*, Autumn 1993, roč. 18, č. 3, s. 237 – 259.
- [8] RAUDENBUSH, S.W. – BRYK, A.S. 2002. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods* (Second Edition). Thousand Oaks : Sage Publications.

Článok vznikol s podporou ESF projektu „Zvyšovanie kvality vzdelávania na základných a stredných školách s využitím elektronického testovania“ (ITMS kód: 26110130546 a 26140130030).

Adresy autorov:

Ing. Pavol Kaclík
Národný ústav certifikovaných
meraní vzdelávania
Röntgenova 28, 851 01 Bratislava
pavol.kaclik@nucem.sk

RNDr. Mária Kolková, PhD.
Národný ústav certifikovaných
meraní vzdelávania
Röntgenova 28, 851 01 Bratislava
maria.kolkova@nucem.sk

Mgr. Lukáš Píš
Národný ústav certifikovaných
meraní vzdelávania
Röntgenova 28, 851 01 Bratislava
lukas.pis@nucem.sk

Mgr. Jana Trajová
Národný ústav certifikovaných
meraní vzdelávania
Röntgenova 26, 851 01 Bratislava
jana.trajova@nucem.sk

Ekonomická struktura české populace z pohledu prostorové analýzy dat **Economic structure of the Czech population from the view of spatial data analysis**

Renata Klufová, Michael Rost, Pavel Tlustý, Jiří Kokštein

Abstract: Economic structure of the Czech population changes recently. Most of specialists agree with the idea that it does not develop well focusing to maintain living standards of the population. The adverse development is caused by the demographic ageing which has become more and more discussed problem. The aim of the article is to demonstrate the evaluation economic structure of the Czech population by spatial data analysis tools.

Abstrakt: Ekonomická struktura populace České republiky se v posledních letech mění a většina odborníků se shoduje na skutečnosti, že z hlediska udržení životní úrovně obyvatel se nevyvíjí dobře. Za nepříznivý vývoj může především demografické stárnutí populace, které se stává stále více a více řešenou otázkou. Předkládaný příspěvek se věnuje hodnocení ekonomické struktury české populace z pohledu prostorové analýzy dat.

Key words: economic structure, demographic ageing, spatial data analysis, LISA.

Klíčové slová: ekonomická struktura, demografické stárnutí, prostorová analýza dat, LISA.

1. Úvod

Populace ČR vstoupila do 21. století s velkými nepravidelnostmi ve věkové struktuře, které byly způsobeny výkyvy úrovně porodnosti po druhé světové válce, výkyvy v úrovni porodnosti z první poloviny 20. století vlivem 1. světové války a hospodářské krize ve 30. letech. Jako další důvody deformace věkové struktury populace ČR uvádí Bartoňová (2008) výkyvy porodnosti vlivem věkového složení a dále změny v reprodukčním chování obyvatelstva (reagují na opatření sociální politiky v širokém slova smyslu).

K výkyvům ve věkové struktuře populace obyvatel ČR vedly i další jevy: zejména zvýšená úroveň plodnosti ve 40. letech, pokles úrovně porodnosti koncem 50. a v 60. letech, nebo drastický pokles počtu narozených vlivem snížení úrovně plodnosti v 90. letech. V porovnání s vyspělými zeměmi má Česká republika v současné době nižší zastoupení počtu lidí v seniorském věku, což bylo ovlivněno nízkými počty narozených během 1. světové války a hospodářské krize 30. let, společně s vyšší úrovní úmrtnosti v 60. až 80. letech a s natalitní vlnou 70. let. Početné generace narozených ve 40. a počátkem 50. let začínají důchodového věku dosahovat teprve počátkem 21. století, proto se podíl osob 60 letých a starších v období 1991 až 2001 téměř nezměnil, avšak do roku 2007 překročil již pětinu populace, a roste i podíl 50-59 letých osob. Populace ČR stárne v porovnání s ostatními státy EU nebývale rychle, a s tím jsou spojeny změny v jejím věkovém složení. Důsledky změn ve věkovém složení mají dlouhodobý charakter a je s nimi třeba počítat (Langhamrová, Fiala, 2008, Vítková, 2009).

Problémy, které působí na nepříznivý vývoj v ČR lze rozdělit do čtyř kategorií (početní pokles populace, nízká porodnost a populační stárnutí, migrace a její vliv na stav obyvatelstva).

2. Použité metody

Ekonomická struktura české populace byla hodnocena pomocí běžně používaných ukazatelů:

- Index hospodářského zatížení - počet osob, které musí svou prací živit jeden produktivní (včetně sebe), vyjádřený pomocí třech ekonomických generací (eg): I. ekonomická generace (předproduktivní) – 0 – 19 let, II. ekonomická generace (produktivní) – 19 – 64 let, III. ekonomická generace (poproduktivní) – 65 a více let:

$$ixhz = \frac{I.eg + II.eg + III.eg}{II.eg}. \quad (1)$$

- Indexy šedého a zeleného zatížení – vyjadřující zatížení jednotlivými závislými generacemi (Koschin, 2004).

Hodnoty indexů hospodářského, šedého a zeleného zatížení byly vypočteny v časové řadě pro období 1991 – 2012 a pro prostorovou analýzu spočítán chronologický průměr za danou časovou řadu podle vztahu:

$$\bar{x} = \frac{\frac{1}{2}x_1 + x_2 + \dots + x_{n-1} + \frac{1}{2}x_n}{n-1}. \quad (2)$$

U zvolených ukazatelů ekonomické struktury lze testovat existenci prostorové autokorelace a následně provést tzv. hot spots či LISA analýzu, které slouží k identifikaci statisticky významných prostorových shluků podobných hodnot. Základní myšlenka vychází z tzv. Toblerova prvního zákona geografie (Tobler, 1970), podle kterého „všechno souvisí se vším, ale věci blízké spolu souvisejí více než věci vzdálené“. Toblerův zákon souvisí s myšlenkami Newtonova zákona gravitace a v podstatě představuje synonymum konceptu prostorové závislosti, která tvoří základ prostorové analýzy.

Při testování prostorové autokorelace spojitých dat se nejčastěji používá tzv. Moranův indikátor prostorové autokorelace

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum_{i=1}^n w_{ij} (x_i - \mu)^2} \quad (3)$$

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \quad (4)$$

Globální charakteristiky prostorové autokorelace představují vždy jednu statistiku charakterizující celkovou prostorovou distribuci, která může v extrémních případech indikovat shlukování nebo šachovnicový vzorek. Při jejich výpočtu vycházíme z předpokladu homogenity. Není-li tento předpoklad splněn, nemá použití jedné globální statistiky pro celé studované území smysl, neboť se tato statistika může v prostoru měnit. Může totiž nastat i situace, kdy v datech není prokázána globální prostorová autokorelace či shlukování, a přesto lze v některých místech shluky nalézt. Pak je vhodné použít lokální statistiky, které se vztahují ke konkrétnímu místu. Lokální indikátory prostorové autokorelace jsou v literatuře obvykle označovány zkratkou LISA – Local Indicators of Spatial Association (viz např. Fotheringham a Rogerson, 2009). Anselin (1992) definuje lokální indikátor prostorové asociace LISA jako statistiku, která splňuje následující dva požadavky:

1. LISA pro každou lokalitu (pozorování) indikuje rozsah signifikantního prostorového shlukování podobných hodnot kolem této lokality,

2. součet hodnot LISA pro všechna pozorování je úměrný hodnotě globálního indikátoru prostorové asociace. Lokální Moranův index I prostorové autokorelace lze vyjádřit vztahem

$$I_i = \frac{z_i}{m_2} \sum_j w_{ij} z_j, \quad (5)$$

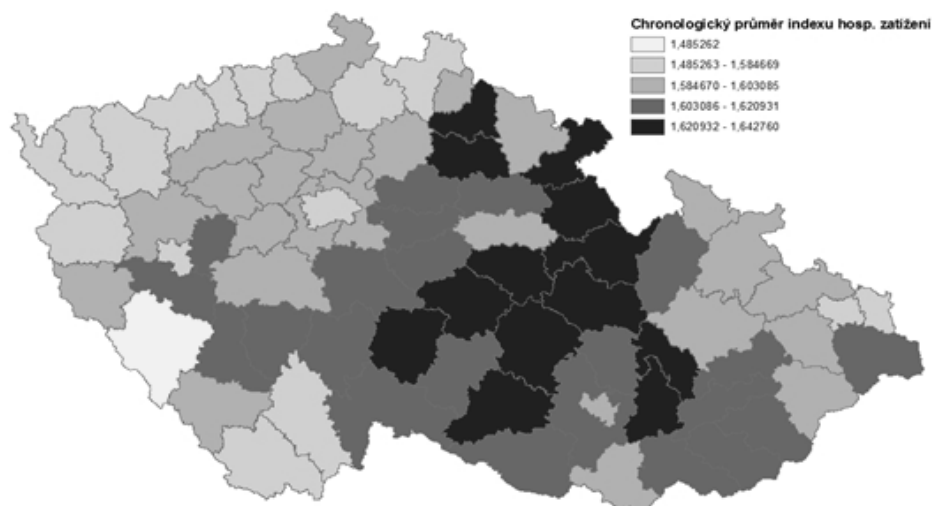
kde $m_2 = \sum_i z_i^2$ se nemění s i a platí $\sum_i I_i = n \cdot I$, tj. zprůměrováním lokálních I_i

dostaneme globální I . V české odborné literatuře LISA analýzu použili např. Netrdová a Nosek (2009), Novák a Netrdová (2011) a Blažek a Netrdová (2012).

LISA analýzy byly provedeny z chronologických průměrů zvolených ukazatelů v jednotlivých okresech za období od roku 1991 až do roku 2012. Pro každý okres byla spočítána hodnota I_i . Při testování statistické významnosti používáme z-test, pomocí něž lze identifikovat ze standardizovaných hodnot I_i shluky statisticky významných vysokých hodnot (hot spots) a nízkých hodnot (cold spots). Jejich cílem je odhalit problematické oblasti (okresy) ČR z hlediska trendu vývoje ekonomické struktury populace.

3. Prostorová distribuce ukazatelů ekonomické struktury

Obrázek 1 ukazuje vysoké hodnoty chronologického průměru indexu hospodářského zatížení v okresech na hranicích Moravy a Slezska s Českem. Vysoké hodnoty jsou též v okresech vnitřních periférií (tj. na hranicích krajů – viz Musil, Müller, 2006, 2008). Jednou z příčin vysokých hodnot indexu hospodářského zatížení v těchto oblastech je skutečnost, že se vnitřní periferie dlouhodobě vylidňovaly důsledkem negativních přírůstků obyvatelstva i vlivem emigrace obyvatel. Tyto dlouhodobé úbytky obyvatelstva se promítly do vysokých podílů neobydlených bytů. Horší technická infrastruktura obcí v perifériích je spojena s nízkými hustotami obyvatelstva, které se ve většině periférií ještě snižovaly právě důsledkem úbytku populace (Musil, Müller 2008).

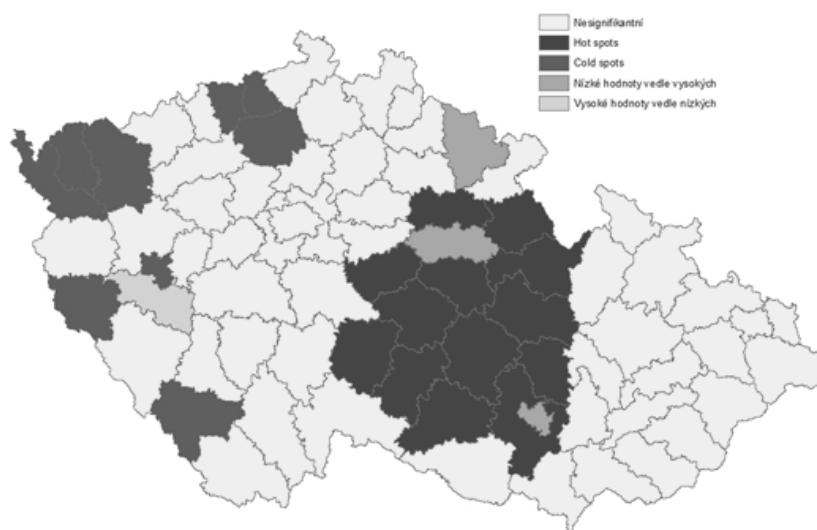


Obr. 1: Chronologický průměr indexu hospodářského zatížení 1991 - 2012

Další příčinou vysokých hodnot indexu hospodářského zatížení je skutečnost, že v periferních oblastech je nižší vzdělanostní úroveň obyvatelstva než ve zbytku České republiky a také nedostatek pracovních příležitostí. To vede k tomu, že mnoho lidí z periférií vyjíždí za prací. Do periférií se zároveň stěhuje málo lidí.

Dalším znakem, který se váže k perifériím a je důležitý z hlediska indexu hospodářského zatížení, je vysoký podíl pracovních míst v primárním sektoru, a rovněž vysoké hodnoty

podílu ekonomicky aktivních obyvatel v tomto sektoru. Avšak v sekundárním a terciárním ekonomickém sektoru dosahují tyto oblasti nejhorších hodnot v celé České republice. To je spojeno právě s vyjížděním lidí z těchto oblastí za prací, nízkým podílem cizinců a nízkým podílem pracovních míst připadajících na 100 ekonomicky aktivních zaměstnanců. (Musil, Müller 2008).



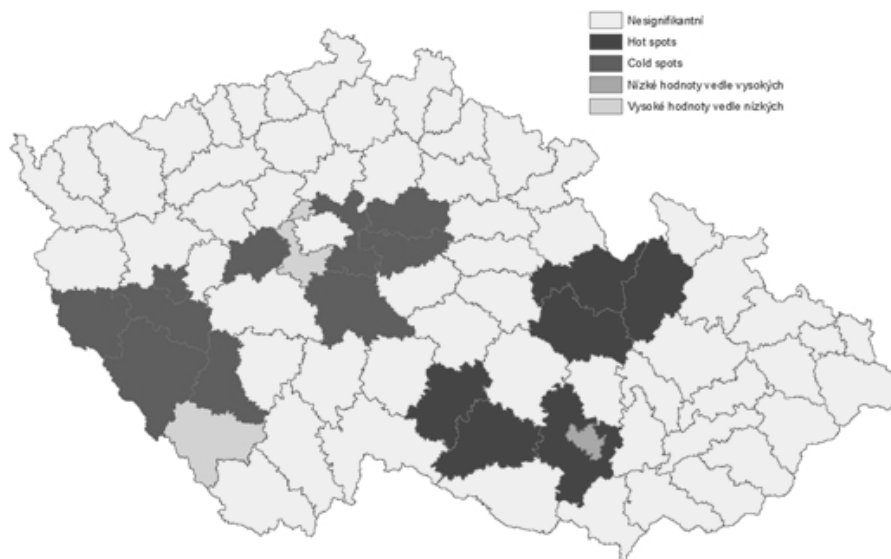
Obr. 2: LISA analýza indexu hospodářského zatížení

LISA analýza indexu hospodářského zatížení (obr. 2) identifikovala velký shluk okresů s vysokými hodnotami indexu hospodářského zatížení zhruba ve třetině ČR (Kraj Vysočina a přilehlé okresy). Z velké části jde o vnitřní a vnější periferie ČR, u kterých se na indexu hospodářského zatížení prozatím nepromítl pozvolný nárůst obyvatelstva venkova, který tyto oblasti v posledních letech zaznamenaly. Jako periferní oblasti mají i částečný problém se zaměstnaností v sekundárním a terciárním ekonomickém sektoru. I vyjíždění za prací do měst a nižší vzdělanost v těchto oblastech může mít za následek vyšší hodnoty, které znamenají vyšší počet osob v předproduktivním a poproduktivním věku připadajícími na osobu v produktivním věku, která je živá. (Musil, Müller 2008). Cold spots jsou v tomto případě shluky okresů na severozápadě Čech - a to Ústí nad Labem, Teplice, Litoměřice. Na západě Čech jsou to okresy Cheb, Sokolov a Karlovy Vary. Zcela osamoceny jsou okresy Domažlice a Prachatice. V těchto případech se jedná o vnější periferie, u kterých již došlo ke změně k lepšímu vlivem nárůstu obyvatel.

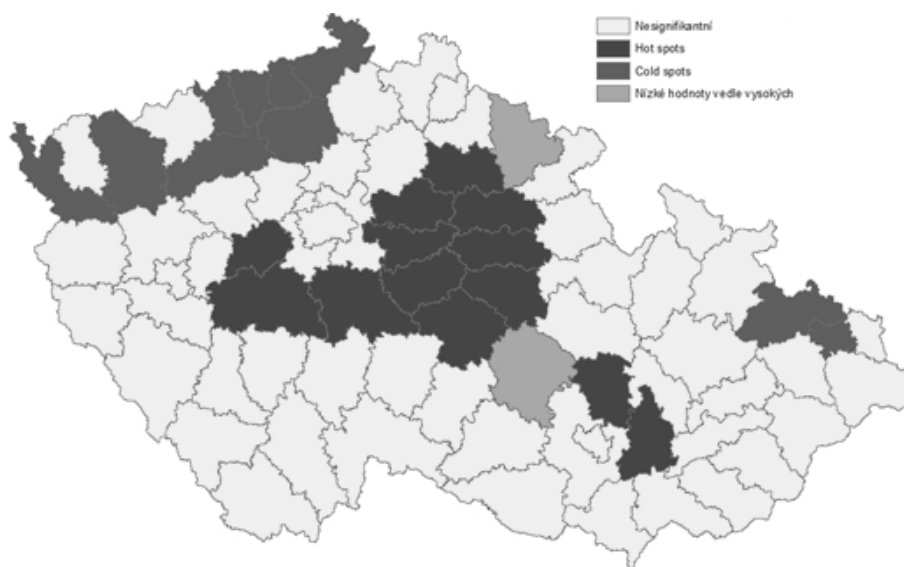
LISA analýza ukázala, že i přes stárnutí měst ČR mají města stále příznivější hodnoty indexu hospodářského zatížení než okolí. To je nejspíše vysvětlitelné stálým dostatkem pracovních míst ve velkých městech, vyšším podílem osob v produktivním věku (na rozdíl od ostatních kategorií), což potvrzuje okres Brno-město a Plzeň-město.

LISA analýza indexu zeleného zatížení (obr. 3) vykazuje logické hodnoty, které jsou předvídatelné z prostorové analýzy tohoto indexu. Místa s příznivou věkovou strukturou jsou shluky okresů na pomezí Čech a Moravy - Šumperk, Ústí nad Orlicí a Svitavy. Další shluk okresů je jižněji, konkrétně se jedná o okresy Brno-venkov, Třebíč a Jihlava. V těchto shlucích okresů dochází k omlazování populace vlivem přesunu obyvatelstva do těchto periferních oblastí a vlivem suburbanizace, v tomto případě suburbanizace okolí Brna. Analýza opět potvrdila stárnutí měst na případech okresů Brno-město a Plzeň město.

Shluky okresů s nízkými hodnotami jsou zobrazeny v okolí Hlavního města Prahy a na jihozápadě Čech. Tyto výsledky jsou opravdu překvapivé a určitě by si zasloužily podrobnější analýzu.



Obr. 3: LISA analýza indexu zeleného zatížení



Obr. 4: LISA analýza indexu šedého zatížení

Ani v případě Hot spot analýzy šedého zatížení (obr. 4) nedošlo k žádným neočekávaným výsledkům. Zobrazené hodnoty poukazují na vlastnosti některých problémových vnitřních periferních oblastí se stálým úbytkem obyvatelstva. Logicky se nám tedy shluky vysokých hodnot objevují přesně v postižených oblastech těchto periferií a vzdálených periferií měst, do kterých ještě nezasáhla suburbanizace. Pro lepší představu by bylo potřeba provést podrobnější analýzy na úrovni mikroregionů nebo obcí.

4. Závěr

Obyvatelstvo ČR rychle stárne. Již v současnosti jsme svědky socioekonomických problémů, které se k tomuto fenoménu vážou. Jde například o nedostatečné zapojení osob v postproduktivním věku do pracovního procesu. Po odchodu do starobního důchodu se už málokdo vrátí do pracovního procesu. Demografické stárnutí bude v ČR pokračovat i nadále a bude potřeba přijmout politická, ekonomická, legislativní, i sociokulturní opatření, která

dopady demografického stárnutí populace alespoň zmírní. Vedle klasických statistických metod lze při regionální analýze vlivu demografického stárnutí na změny ekonomické struktury populace využít i nástroje prostorové analýzy dat. V příspěvku demonstrované využití LISA analýzy umožňuje identifikovat regiony s nejvíce problematickou strukturou obyvatelstva (hot spots, cold spots) a na tyto regiony pak zaměřit pozornost v rámci regionálních politik s cílem zmírnění dopadů demografického stárnutí.

Literatúra

ANSELIN, Luc. *Spatial Data Analysis with GIS: An Introduction to Application in the Social Sciences*. NCGIA Technical Report 92-10, University of California, Santa Barbara, 1992.

BARTOŇOVÁ, D. Odraz změn demografického chování a stárnutí obyvatelstva ČR ve struktuře domácností na konci 20. a počátkem 21. století. In: <http://kdem.vse.cz/konference-relik/relik-2008/> [online]. 2008 [cit. 2013-12-27]. Dostupné z: http://kdem.borec.cz/P_PDF/Bartonova.pdf

BLAŽEK, J. a P., NETRDOVÁ, P. Aktuální tendence lokální diferenciacie vybraných socioekonomických jevů v Česku: směřuje vývoj k větší mozaikovitosti prostorového uspořádání? *Geografie*. 2012, roč. 117, č. 3, s. 266–288.

FIALA, Tomáš a Jitka LANGHAMROVÁ. Ekonomické důsledky stárnutí populace České republiky. In: *RELIK 2010* [online]. 2010 [cit. 2013-12-27]. Dostupné z: <http://kdem.vse.cz/resources/relik10/Index.htm>

FOTHERINGHAM, A. S. and P., A., ROGERSON (eds.). *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. London: SAGE Publications, 2009. ISBN 978-1-4129-1082-8.

KOSCHIN, F. a kol. Co s ekonomickými důsledky stárnutí populace?, Katedra demografie, FIS, VŠE, Praha, 2004, 51. s

MUSIL, J. a J., MÜLLER. *Vnitřní periferie České republiky, sociální soudržnost a sociální vyloučení*. Praha: CESES FSV UK, 2006.

MUSIL, J. a J., MÜLLER. Vnitřní periferie v České republice jako mechanismus sociální exkluze. *Sociologický časopis*. 2008, roč. 44, č. 2, s. 321–348.

NETRDOVÁ, P. a V., NOSEK. Přístupy k měření významu geografického rozměru společenských nerovnoměrností. *Geografie*. 2009, roč. 114, č. 1, s. 52–65.

NOVÁK, J. a P., NETRDOVÁ. Prostorové vzorce sociálně-ekonomické diferenciacie obcí v České republice. *Sociologický časopis*. 2011, roč. 47, č. 4, s. 717–744.

TOBLER, W. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*. 1970, 46, No. 2, pp. 234–240.

VÍTKOVÁ, Lucie. Dlouhodobý vývoj indexu stáří a indexu ekonomické závislosti ve vyspělých zemích. In: *RELIK 2009* [online]. 2009 [cit. 2013-12-27]. Dostupné z: <http://kdem.vse.cz/resources/relik09/Index.htm>

Adresa autora (-ov):

Renata Klufová, RNDr., Ph.D.

Michael Rost, Ing., Ph.D.

Pavel Tlustý, prof., RNDr., CSc.,

Jiří Kokštein

Ekonomická fakulta JU

Studentská 13, 370 05 České Budějovice

klufova@ef.jcu.cz, rost@ef.jcu.cz, tlusty@pf.jcu.cz

Vplyv dopytového a menovo-politického šoku na vývoj úrokových sadzieb v nových členských krajinách EÚ

Effects of Demand and Monetary Policy Shocks in Determining Short-term Interest Rates in the new EU Member Countries

Rajmund Mirdala

Abstract: Economic crisis brought wide area of challenges for monetary authorities. Low interest rate environment clearly reduced maneuverability of central banks to adjust interest rates and provide inevitable incentives that are crucial for economic recovery. At the same time, this new environment initiated the birth of large number of studies examining the sources of interest rate volatility. Responsiveness of short-term interest rates to the structural shocks provides unique platform to investigate the sources of their unexpected volatility and associated effects on monetary policy decision making. In the paper we examine responsiveness of the short-term nominal interest rates to the demand and monetary-policy shocks in the new EU member countries by employing SVAR methodology. We observed unique patterns of the short-term interest rates responsiveness in countries with different exchange rate arrangements that contributes to the fixed versus flexible exchange rate dilemma.

Abstrakt: Súčasná hospodárska kríza so sebou priniesla množstvo výziev pre menové authority. Prostredie nízkych úrokových sadzieb výrazne obmedzilo manévrovací priestor centrálnych bánk pre vysielanie impulzov pre oživenie hospodárskeho rastu. Takéto nové prostredie podnietilo vznik množstva štúdií zaoberajúcich sa príčinami volatility úrokových sadzieb. Reakcia krátkodobých úrokových sadzieb na štruktúrne šoky vytvára jedinečný priestor pre analýzu neočakávaných výkyvov v nominálnych úrokových sadzbách, ktoré majú vplyv na menovo-politické rozhodovanie. V príspevku budeme analyzovať reakcie krátkodobých nominálnych úrokových sadzieb na dopytové a menovo-politické šoky v nových členských krajinách EÚ prostredníctvom SVAR metodológie. Pri interpretácii výsledkov sa zameriame na zdôraznenie špecifických črt v reakciách úrokových sadzieb v krajinách, ktoré uplatňujú rôzne systémy menových kurzov.

Key words: interest rates, structural shocks, exchange rate arrangements, economic crisis, SVAR, impulse-response function

Kľúčové slová: úrokové miery, štruktúrne šoky, SVAR, impulse-response funkcia

1. Úvod

Nové členské krajiny EÚ sú v súčasnosti vystavené celému komplexu dôsledkov hospodárskej krízy. Pretrvávajúca neistota na finančných trhoch spôsobila nárast volatility na finančných trhoch, čím sa zhoršila predikovateľnosť trhových trendov a to najmä v krátkom období. Za jeden z dôsledkov takéhoto stavu možno považovať aj nárast nestability menových kurzov (Stavárek, 2012). Vplyvom množstva exogénnych faktorov sa zmenili aj príspevky kľúčových determinantov vývoja úrokových sadzieb k ovplyvňovaniu ich krátkodobej variability.

V príspevku budeme analyzovať reakcie krátkodobých nominálnych úrokových sadzieb na dopytové a menovo-politické šoky v nových členských krajinách EÚ prostredníctvom SVAR (štruktúrnej vektorovej autoregresnej) metodológie. Pri interpretácii výsledkov sa zameriame na zdôraznenie špecifických črt v reakciách úrokových sadzieb v krajinách, ktoré uplatňujú rôzne systémy menových kurzov. Naše výsledky potvrdzujú, že reakčná odozva krátkodobých

úrokových sadzieb sa líši v krajinách s rigidnými a flexibilnými usporiadaniami menových kurzov (Calvo and Reinhart, 2002). Pre účely zohľadnenia možných dopadov krízového obdobia na prezentované výsledky odhadneme modely pre dve obdobia; prvý model pre obdobie rokov 2000-2007 (predkrízové obdobie) a druhý model pre obdobie rokov 2000-2013 (rozšírené obdobie).

2. Determinácia úrokových sadzieb v empirickej literatúre

Autori Gerlach-Kristen and Rudolf (2010) porovnávali tri menovo-politické prístupy prostredníctvom odhadov optimálnych reakčných funkcií, impulse-response funkcií a simulovanej volatility inflácie, produkčnej medzery a výnosovej krivky za účelom objasnenia volatility úrokových sadzieb a iných kľúčových makroekonomických premenných. Ich výsledky naznačujú, že volatilita skúmaných premenných v podmienkach rôznorodého menovo-politického rámca (pravidlá verzus diskretnosť) je silne závislá od vstupných predpokladov (tzv. dobré časy verzus zlé časy). Autori Eiffinger, Schaling and Vehagen (2000) analyzovali význam časovej štruktúry úrokových sadzieb pre transmisný mechanizmus menovej politiky. Vo svojej práci identifikovali a empiricky testovali dlhodobé úrokové miery ako kľúčový indikátor pre menovo-politické rozhodovanie. Emiris (2006) uskutočnil dekompozíciu dlhodobých úrokových sadzieb na časovú a inflačnú zložku kvôli objasneniu príčin variability priemernej časovej prémie pri desaťročných dlhopisoch. Autor taktiež skúmal reakcie časovej prémie na rôzne šoky. Fendel (2009) prispel k rozšíreniu empirického poznania o informačnom kontexte časovej štruktúry úrokových sadzieb pre menovo-politické rozhodovanie. Kulish (2007) analyzoval dve roviny významu dlhodobých nominálnych úrokových sadzieb pre výkon menovej politiky. V rámci prvej roviny skúmal ich úlohu vo vzťahu k reakčnej funkcii menovej autority a v druhej rovine, ako kľúčový prvok v menovo-politickom rozhodovaní. McGough, Rudebusch and Williams (2005) skúmali vhodnosť využitia krátkodobých a dlhodobých úrokových sadzieb pri menovo-politickom rozhodovaní. Autori zvýraznili a hlbšie rozdiskutovali význam inflačných očakávaní a reálnych úrokových sadzieb pre voľbu vhodnej úrokovej miery do pozície kľúčového piliera menovo-politického rámca. Michaud and Upper (2008) identifikovali príčiny volatility medzibankových úrokových sadzieb prostredníctvom skúmania možných determinantov rizikovej prémie obsiahnutej v úrokových mierach na peňažnom trhu. Rudebusch, Sack and Swanson (2007) analyzovali príčiny a dôsledky zmien v časovej prémii dlhopisov vo vzťahu k ekonomickej aktivite za účelom posúdenia stability dlhodobých úrokových sadzieb. Autori taktiež skúmali empirické väzby medzi krátkodobými a dlhodobými úrokovými mierami.

3. Ekonometrický model

Za účelom objasnenia vplyvu dopytového a menovo-politického šoku na vývoj krátkodobých nominálnych úrokových sadzieb v nových členských krajinách EÚ využijeme SVAR model. Štruktúrne šoky, ktoré pôsobia na model, identifikujeme prostredníctvom aplikácie dlhodobých ohrazení na variančno-kovariančnú maticu rezidií VAR modelu v redukovanej podobe.

Východiskový model v podobe vektora kľavého priemeru náhodných zložiek môžeme zapísať nasledovným spôsobom:

$$AX_t = B(L)X_{t-1} + B\varepsilon_t \quad (1)$$

kde $X_t = [ip_{r,t}, m_t, p_t, ir_{n,t}, er_{r,t}]$ je $n \times 1$ vektor endogénnych premenných modelu ($ip_{r,t}$ - priemyselná produkcia, m_t - peňažná zásoba, p_t - jadrová inflácia, $ir_{n,t}$ - krátkodobá nominálna úroková miera, $er_{r,t}$ - reálny menový kurz), $B(L)$ je polynóm variančno-

kovariančných matíc v tvare $n \times n$ vyjadrujúci vzťahy medzi endogénnymi premennými na oneskorených hodnotách, A a B predstavujú každá $n \times n$ maticu parametrov. L je operátor oneskorenia. Člen ε_t predstavuje $n \times 1$ ($\varepsilon_t = [\varepsilon_{ip_r,t}, \varepsilon_{m,t}, \varepsilon_{p_r,t}, \varepsilon_{ir_r,t}, \varepsilon_{ier_r,t}]$) vektor chýb pôvodných štruktúrnych šokov modelu, ktoré sú identicky distribuované z normálneho rozdelenia, sériovo nekorelované a vzájomne ortogonálne:

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \Sigma_\varepsilon = I, \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = [0] \quad \forall t \neq s \quad (2)$$

V rámci použitého päťzložkového modelu uvažujeme o pôsobení nasledovných piatich exogénnych šokov - dopytový šok ($\varepsilon_{ip_r,t}$), nominálny šok ($\varepsilon_{m,t}$), inflačný šok ($\varepsilon_{p,t}$), menovo-politický šok ($\varepsilon_{ir_r,t}$) and kurzový šok ($\varepsilon_{er_r,t}$).

Štruktúrne šoky pôsobiace na model nie je možné z rovnice (1) identifikovať priamo, čo je spôsobené komplexnosťou informácií, ktoré v sebe zahŕňajú rezíduá neohraničeného VAR modelu. Na druhej strane možno konštatovať, že šoky v redukovanej podobe VAR modelu môžu byť vzájomne korelované, dôsledkom čoho ich nemožno považovať za pôvodné štruktúrne šoky. Z tohto dôvodu je zrejmé, že štruktúrne šoky nemožno identifikovať priamo ani z VAR modelu v redukovanej podobe. Uvedený problém je však možné vyriešiť implementáciou identifikačnej schémy, ktorá nám umožní špecifikovať vzťahy medzi rezíduami VAR modelu v neohraničenej a redukovanej podobe.

Pôvodný VAR model môžeme transformovať do následnej redukovanej podoby:

$$X_t = A^{-1}B(L)X_{t-1} + A^{-1}B\varepsilon_t = C(L)X_{t-1} + e_t \quad (3)$$

kde $C(L)$ je opätovne matica reprezentujúca vzťahy medzi endogénnymi premennými na oneskorených hodnotách a e_t je $n \times 1$ vektor normálne rozdelených šokov (šokov v redukovanej podobe), ktoré sú sériovo nekorelované, avšak môžu byť korelované medzi sebou navzájom:

$$E(e_t) = 0, \quad \Sigma_e = E(e_t e_s') = A_0 E(\varepsilon_t \varepsilon_s') A_0' = A_0 A_0', \quad E(e_t e_s') = [0] \quad \forall t \neq s \quad (4)$$

Vzťah medzi rezíduami VAR modelu v redukovanej podobe (e_t) a štruktúrnymi šokmi z neohraničeného VAR modelu (ε_t) možno výrazu (3) vyjadriť nasledovným spôsobom:

$$Ae_t = B\varepsilon_t \quad (5)$$

Ako sme uviedli v úvode tejto časti, pre analýzu pôsobenia štruktúrnych šokov na vývoj úrokových sadzieb využijeme štruktúrny VAR (SVAR) model, ktorý rozkladá vektor náhodných zložiek na dočasné a trvalé komponenty. Tento prístup zavádza do základného VAR modelu v redukovanej podobe dlhodobé ohraňenie. Uvádzaná identifikačná schéma v SVAR modeloch odráža predpoklad dlhodobej neutrality, dôsledkom čoho možno kumulatívny efekt určitého šoku na vybranú premennú považovať v dlhom období za nulový (t.j. neutrálny).

Vzťah (5) možno následne prepísať do nasledovnej podoby, kde koeficienty matice A sú dané podmienkami zo vzťahu (2) a koeficienty matice B sú dané identifikačnými ohraňeniami:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & a_{14} & a_{15} \\ 0 & 1 & 0 & 0 & a_{25} \\ 0 & a_{32} & 1 & a_{34} & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & a_{45} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{ip_r,t} \\ e_{m,t} \\ e_{p,t} \\ e_{ir_n,t} \\ e_{er_r,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{ip_r,t} \\ \varepsilon_{m,t} \\ \varepsilon_{p,t} \\ \varepsilon_{ir_n,t} \\ \varepsilon_{er_r,t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

Za účelom korektnej identifikácie VAR modelu sme uplatnili celkovo 15 ohraničení. Celkový počet identifikačných ohraničení, ktoré je potrebné vyšpecifikovať je daný vzťahom $n(n+1)/2$, kde n predstavuje počet endogénnych premenných modelu. Z toho 5 ohraničení získame normalizáciou pôvodnej matice. Zvyšných 10 ohraničení vymedzíme nasledovným spôsobom:

- dopytový šok nemá permanentný vplyv na peňažnú zásobu (1), infláciu (2) a reálny menový kurz (3),
- likviditný šok nemá permanentný vplyv na priemyselnú produkciu (4) a reálny menový kurz (5),
- inflačný šok nemá permanentný vplyv na priemyselnú produkciu (6), peňažnú zásobu (7) a reálny menový kurz (8),
- menovo-politický šok nemá permanentný vplyv na peňažnú zásobu (9) a reálny menový kurz (10)

4. Použité dáta a výsledky

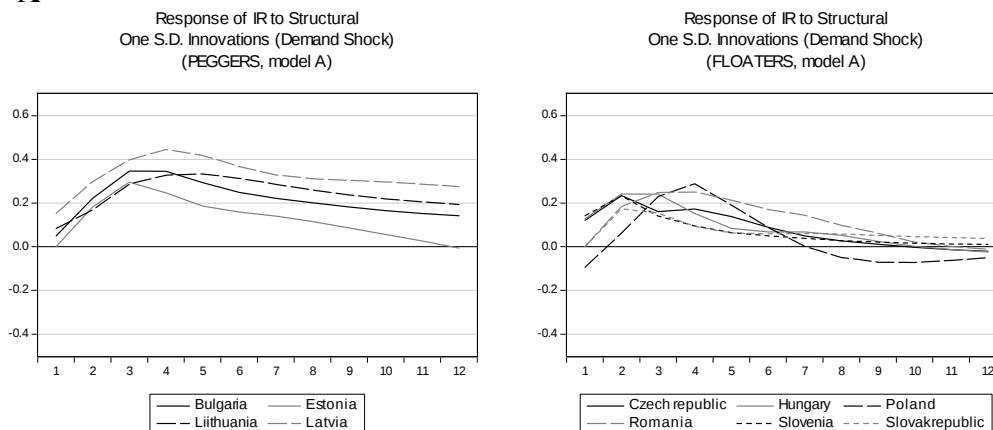
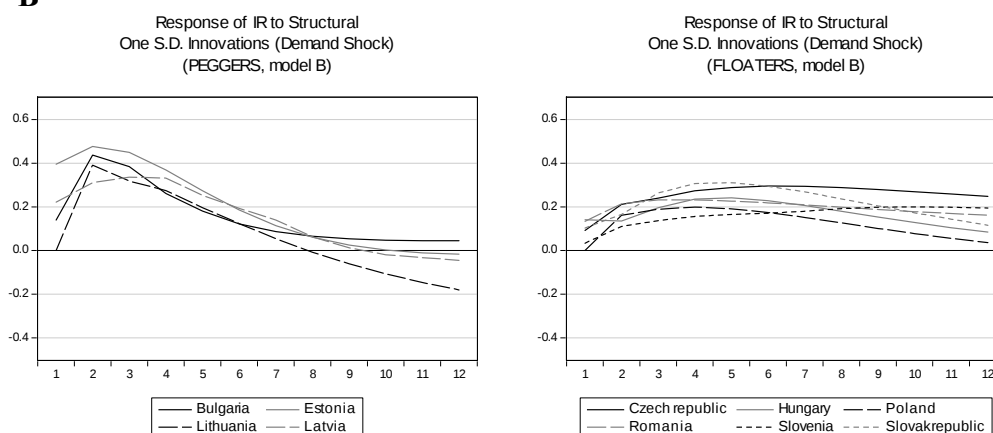
Pre účely analýzy pôsobenia dopytového a menovo-politického šoku sme využili údaje za obdobie 2000M1-2007M12 (model A) pozostávajúce z 96 pozorovaní a za obdobie 2000M1-2013M12 (model B) pozostávajúce zo 168 pozorovaní pre nasledujúce endogénne premenné - priemyselná produkcia¹ (nominálny objem priemyselnej produkcie deflovaný spriemerovaným indexom PPI), peňažná zásoba (peňažný agregát M2), inflácia (jadrová inflácia), krátkodobá nominálna úroková miera (medzibanková ponuková úroková miera pre depozitá s dobou splatnosti 3 mesiace²) a reálny menový kurz (reálny efektívny menový kurz).

Odhad dvoch modelov je v súlade s primárnym cieľom príspevku, t.j. zámerom posúdiť reakcie krátkodobých nominálnych úrokových sadzieb na dopytový a menovo-politický šok v nových členských krajinách EÚ, zohľadniac pritom možné dôsledky krízového obdobia na prezentované výsledky. Časové rady pre jednotlivé endogénne premenné sme získali z databázy IMF (International Financial Statistics, október 2014). Časové rady pre priemyselnú produkciu, peňažnú zásobu a infláciu sme pred ich použitím sezónne očistili.

Pozitívny jednorazový dopytový šok bol nasledovaný nárastom úrokových sadzieb vo všetkých desiatich krajinách. Na druhej strane sme však mohli zaznamenať určité rozdiely medzi krajinami, ktoré odrážali detailnejšie krátkodobé charakteristiky reakčnej odozvy úrokových sadzieb. Reakčná trajektória úrokových sadzieb tak odrážala zaujímavé implikácie špecifických črt režimov menových kurzov v jednotlivých nových členských krajinách EÚ.

¹ Časové rady pre priemyselnú produkciu sme v modeli využili kvôli absencii údajov pre reálny output na mesačnej báze.

² Krátkodobé úrokové miery pre Estónsko, Slovenskú republiku a Slovinsko boli nahradené úrokovou mierou EURIBOR po prijatí eura príslušnými krajinami (2007, 2009 a 2011).

Model A**Model B****Obr. 1** Reakcie úrokových sadzieb na dopytový šok

Poznámka: Krivky reprezentujú reakcie úrokových sadzieb (IR) na jednorazový dopytový šok v jednotlivých nových členských krajinách EÚ.

Zdroj: Výpočty autora.

V krajinách s rigidnými režimami menových kurzov (t.j. menový kurz v pozícii nominálnej kotvy) sa krátkodobé úrokové miery javili ako citlivejšie vo vzťahu k neočakávanému dopytovému šoku. Pozitívny dopytový šok viedol k dynamickému nárastu krátkodobých úrokových sadzieb počas prvých štyroch mesiacov od nástupu šoku. Po dosiahnutí kulminačnej úrovne sme mohli zaznamenať klesajúci trend v reakcii úrokových sadzieb smerom späť k východiskovej úrovni. Súčasne sme však mohli zaznamenať určité rozdiely v rýchlosti, akou úrokové miery konvergovali ku svojej dlhodobej rovnovážnej úrovni. Negatívny vplyv dopytového šoku na krátkodobé úrokové miery trváčne oslaboval v dlhom období, na základe čoho možno konštatovať dlhodobú neutralitu úrokových sadzieb vo vzťahu k pôsobeniu dopytového šoku.

Kľúčové črty reakcie krátkodobých úrokových sadzieb v krajinách s flexibilnými režimami menových kurzov vykazujú podobné črty ako v prípade krajín s menovými kurzami v pozícii nominálnej kotvy. Pri detailnejšom skúmaní reakčnej trajektórie sme však mohli zaznamenať podstatné odlišnosti v reakciách krátkodobých úrokových sadzieb. V krajinách s flexibilnými režimami menových kurzov došlo vplyvom pôsobenia pozitívneho dopytového šoku k menej dynamickému nárastu krátkodobých úrokových sadzieb. Negatívne pôsobenie dopytového šoku kulminovalo v rámci obdobia jedného roka. Na druhej strane sa však efekt šoku javil ako

menej trvácny a úplne sa vytratil s časovým odstupom desiatich mesiacov od prvej reakcie na dopytový šok.

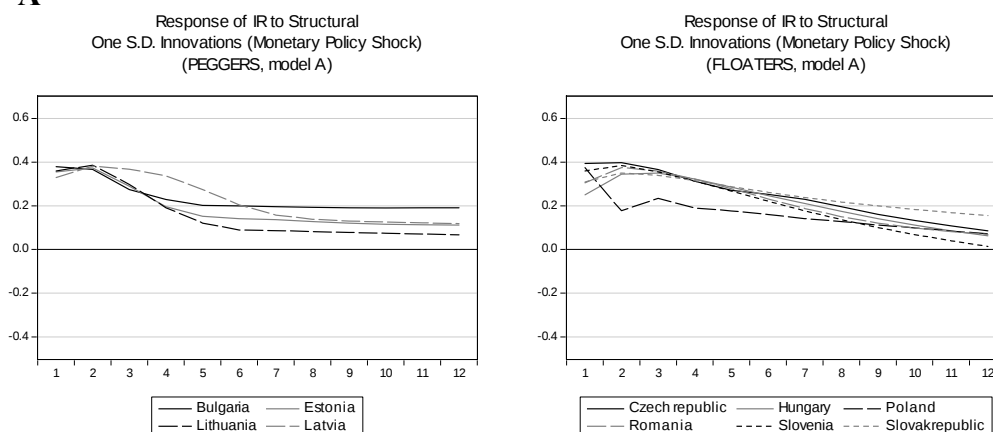
V oboch skupinách krajín mal dopytový šok len dočasný vplyv na krátkodobé úrokové miery a v dlhodobom časovom horizonte sa javil ako neutrálny. Na základe výsledkov našej analýzy tak možno konštatovať, že sa nám nepotvrdil empirický predpoklad o permanentnom vplyve dopytového šoku na nominálne úrokové miery. Na druhej strane je však zrejmé, že negatívny dopad dopytového šoku sa javil byť trvácnejší a dlhodobejší v krajinách, v ktorých sa výkon menovej politiky opiera o cieľenie menového kurzu. Nazdávame sa, že dlhodobejšia trvácnosť nárastu úrokových sadzieb je spojená so stabilizačným pôsobením úrokových sadzieb vo vzťahu k destabilizačnému pôsobeniu dopytového šoku na stabilitu menového kurzu.

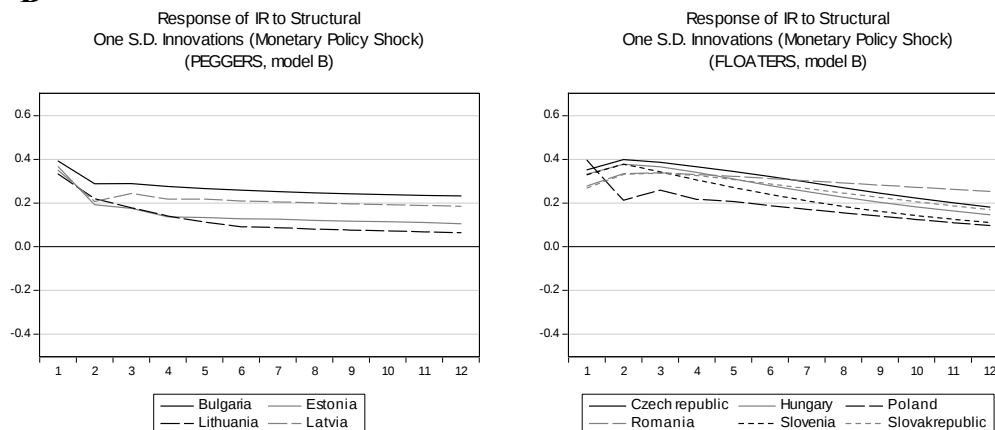
Na druhej strane možno konštatovať, že menej dynamická odozva krátkodobých úrokových sadzieb v krajinách s flexibilnejšími formami menových kurzov odráža prispôbovanie menového kurzu vyvolané dopytovým šokom, ktoré urýchľuje proces konvergenencie úrokových sadzieb k obnoveniu ich pôvodnej úrovne, čo vyvoláva menej výrazný tlak na rast úrokových sadzieb. Flexibilita menového kurzu sa tak javí ako podstatný predpoklad vyššej stability nominálnych úrokových sadzieb.

Krízové obdobie ovplyvnilo reakciu krátkodobých úrokových sadzieb na pozitívny dopytový šok. Zatiaľ čo celková dynamika nárastu úrokových sadzieb sa javila ako porovnateľná v rámci oboch období (predkrízové obdobie a rozšírené obdobie), detailnejší pohľad na ich reakčnú odozvu priniesol zaujímavé implikácie krízového obdobia. Okamžitá reakcia krátkodobých úrokových sadzieb sa mierne zvýšila v krajinách s rigidným režimom menového kurzu. Dôsledkom uvedeného vplyvu dopytového šoku kulminoval skôr (počas prvých 2-3 mesiacov) a jeho pôsobenie na krátkodobé úrokové miery sa vytratil s kratším časovým odstupom.

Pozitívny dopytový šok v krajinách s flexibilnejším režimom menového kurzu bol spojený s miernym, avšak oveľa trvácnejším nárastom úrokových sadzieb. Popri tom v krajinách z tejto skupiny, ktoré majú väčšie ekonomiky (Poľsko a Rumunsko), bola trvácnosť podmieneného zvýšenia úrokových sadzieb nižšia, ako tomu bolo v ostatných krajinách z tejto skupiny. Na základe uvedeného usudzujeme, že krízové obdobie so sebou prinieslo rušivé vplyvy, ktoré ovplyvnili reakčné odozvy úrokových sadzieb s odlišnými usporiadaniami režimov menového kurzu.

Model A



Model B**Obr. 2** Reakcie úrokových sadzieb na menovo-politický šok

Poznámka: Krivky reprezentujú reakcie úrokových sadzieb (IR) na jednorazový menovo-politický šok v jednotlivých nových členských krajinách EÚ.

Zdroj: Výpočty autora.

Pozitívny jednorazový menovo-politický šok viedol k okamžitému zvýšeniu úrokových sadzieb vo všetkých desiatich skúmaných ekonomikách, hoci sme v reakčnej odozve krátkodobých nominálnych úrokových sadzieb mohli zaznamenať určité špecifické črty líšiace sa podľa režimu menového kurzu uplatňovaného príslušnou krajinou.

V krajinách s rigidnými režimami menového kurzu došlo vplyvom menovo-politického šoku k okamžitému nárastu úrokových sadzieb. Naše výsledky tak preukázali vysokú citlivosť krátkodobých úrokových sadzieb na diskkrétne zmeny v charaktere menovej politiky. Okamžitá dynamická odozva úrokových sadzieb kulminovala už v priebehu prvých dvoch mesiacov, pričom následne došlo k jej pozvoľnému poklesu. Na druhej strane je však zrejmé, že dopad menovo-politického šoku sa ani s odstupom času úplne nevytratil, na základe čoho možno hodnotiť jeho vplyv na úrokové miery ako permanentný. Domnievame sa, že charakter pružného prispôsobovania úrokových sadzieb v krátkom období, spoločne so stabilitou ich odozvy v dlhom období, je podstatnou črtou pre zachovanie stability menového kurzu a tým aj udržateľnosti režimu rigidného menového kurzu.

Na základe našich výsledkov sme preukázali, že diskkrétne zmeny (v našom modeli aproximované neočakávaným menovo-politickým šokom) v krajinách s menovým kurzom v pozícii nominálnej kotvy majú za následok okamžité a výrazné zvýšenie krátkodobých úrokových sadzieb, zatiaľ čo redukovaný vplyv šoku má trvácny, resp. permanentný charakter v dlhom období.

Obdobný scenár sme mohli zaznamenať v krajinách s flexibilným usporiadaním menových kurzov. Aj v tomto prípade však reakčná odozva krátkodobých úrokových sadzieb vykazovala určité odlišnosti. Pozitívny menovo-politický šok viedol k okamžitému krátkodobému zvýšeniu úrokových sadzieb v tejto skupine krajín (s ohľadom na tento aspekt sú výsledky podobné pre obidve skupiny krajín). Efekt šoku obdobne kulminoval počas úvodných prvých dvoch mesiacov. Výnimkou v tomto prípade bolo Poľsko, kde úrokové miery po ich okamžitom zvýšení postupne klesali hneď už od prvého mesiaca. Po počiatocnom náraste vo všetkých krajinách z tejto skupiny došlo k postupnému a trvácnemu znižovaniu úrokových sadzieb. Ku konvergencii k rovnovážnej úrovni však dochádza s dlhším časovým oneskorením. Na základe uvedeného je zrejmé, že efekt menovo-politického šoku na krátkodobé nominálne úrokové miery bol len dočasný a tak neutrálny v dlhom období v krajinách s flexibilnými režimami menového kurzu.

Krízové obdobie poznačilo reakčné odozvy krátkodobých úrokových sadziieb na pôsobenie menovo-politického šoku vo všetkých krajinách z oboch skupín. V krajinách, ktoré uplatňovali režim cielenia menového kurzu sa reakcia úrokových sadziieb zmenila najmä v krátkom období. Okamžitá odozva krátkodobých úrokových sadziieb sa mierne znížila. Dôsledkom toho sme počas obdobia prvých dvoch mesiacov zaznamenali miernejší nárast úrokových sadziieb. Počiatočný negatívny efekt menovo-politického šoku sa s odstupom času postupne vytrácal, avšak úrokové miery sa ani s väčším časovým odstupom nedostali späť k svojej rovnovážnej úrovni. Efekt šoku sa tak javí ako permanentný (podobne ako v modeli A).

Reakcie krátkodobých úrokových sadziieb v krajinách s flexibilným usporiadaním menového kurzu v modeli s rozšíreným časovým obdobím obdobne odrážali pôsobenie krízového obdobia. Na druhej strane sme však v jednotlivých krajinách mohli zaznamenať mierne zmeny v celkovej reakčnej odozve najmä v krátkom období. Zatiaľ čo celková intenzita okamžitej reakcie úrokových sadziieb je porovnateľná s modelom pre predkrízové obdobie, rýchlosť konvergencie k rovnovážnej úrovni vykazuje odlišné črty. Na základe toho je zrejmé, že celková trvácnosť vplyvu menovo-politického šoku na vývoj úrokových sadziieb stúpla. Krízové obdobia tak zvýšilo strednodobú citlivosť krátkodobých úrokových sadziieb na diskkrétne menovo-politické vplyvy. Úrokové miery sa však v dlhom časovom období javili ako rezistentné vo vzťahu k pôsobeniu menovo-politického šoku.

5. Záver

Prezentované výsledky reakčných odoziev úrokových sadziieb na pôsobenie dopytového a menovo-politického šoku odhalili špecifické vplyvy režimu menového kurzu na prezentované výsledky. Reakcie krátkodobých úrokových sadziieb v krajinách s rigidnými a flexibilnými režimami menových kurzov vykazujú špecifické črty a to ako v oblasti intenzity, tak trvácnosti pôsobenia oboch šokov v krátkom aj dlhom období. Naše výsledky obdobne reflektujú sporné efekty pôsobenia krízového obdobia pri reakciách úrokových sadziieb na obidva šoky. Závery našej analýzy tak majú ambíciu prispieť do diskusie o dileme pevné verus pohyblivé menové kurzy. Opodstatnenosť a aktuálnosť skúmania tejto dilemy je pritom potrebné vnímať v kontexte prebiehajúcich integračných procesov na úrovni eurozóny. Nové členské krajiny EÚ, ktoré ešte nevstúpili do eurozóny sa pritom vyznačujú rôznorodosťou čo do uplatňovaných režimov menových kurzov. Vstup do eurozóny spojený so zafixovaním menových kurzov je tak nutné vnímať ako v kontexte očakávaných zmien v reakciách základných ekonomických fundamentov na neočakávané exogénne šoky, tak aj širšími implikáciami straty flexibility menového kurzu.

Poznámka

Príspevok je súčasťou riešenej výskumnej úlohy VEGA 1/0892/13.

Literatúra

- 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
- CALVO, G., REINHART, C. (2002) Fear of Floating, *Quarterly Journal of Economics* 117(2): 379-408
- DABALE, W.P., JAGERO, N. (2013) Causes of Interest Rate Volatility and its Economic Implications in Nigeria, *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, 3(4): 27-32.
- 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
- EIJFFINGER, S., SCHALING, E., VERHAGEN, W. (2000) The Term Structure of Interest Rates and

- Inflation Forecast Targeting, [CEPR, Discussion Paper 2375], London, CEPR, 23 p.
- EMIRIS, M. (2006) The Term Structure of Interest Rates in a DSGE Model, [National Bank of Belgium, Working Paper Research No. 88] Brussels, National Bank of Belgium, 55 p.
- FENDEL, R. (2009) Note on Taylor Rules and the Term Structure, *Applied Economics Letters*, 16(11): 1097-1101
- GERLACH-KRISTEN, P., RUDOLF, B. (2010) Macroeconomic and Interest Rate Volatility under Alternative Monetary Operating Procedures, [Swiss National Bank, Working Paper No. 2010-12] Zurich, Swiss National Bank, 40 p.
- KULISH, M. (2007) Should Monetary Policy Use Long-term Rates? *B.E. Journal of Macroeconomics*, 7(1): 1-26.
- MCGOUGH, B., RUDEBUSCH, G., WILLIAMS, J.C. (2005) Using a Long-term Interest Rates as the Monetary Policy Instrument, *Journal of Monetary Economics* 52(5): 855-879.
- OBSTFELD, M. (1985) Floating Exchange Rates: Experience and Prospects, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1985(2): 369-450.
- RUDEBUSCH, G.D., SACK, B.P., SWANSON, E.T. (2006) Macroeconomic implications of changes in the term premium, [Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper No.46/2006], San Francisco, Federal Reserve Bank of San Francisco, 48 p.
- 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.

Adresa autora:

Rajmund Mirdala, doc. Ing. PhD.

Ekonomická fakulta

Technická univerzita v Košiciach

Nemcovej 32

04001 Košice

rajmund.mirdala@tuke.sk

Matematické kompetencie študentov vo vzťahu k výsledkom skúšok Students' mathematical competences in relation to the results of exams

Dana Országhová, Vladimír Matušek

Abstract: The main objective of this paper is the analysis of students' math competences via results of exams in the technically focused study programs. We used two-sample t -test and we have obtained data from the compulsory subjects "Mathematics 1" (taught in winter semester) and "Mathematics 2" (taught in summer semester). We have compared the results of exams of mentioned subjects and determine whether the differences between study outcomes of students are significant. Other results we have obtained by analyzing of a knowledge level of students in six main topics which we organized in pairs of tasks and explored again using t -test. Based on results we can conclude that students have the abilities to use mathematical apparatus that is an important prerequisite for their professional increase.

Key words: teaching of mathematics, mathematical competences, study outcomes of mathematics, statistical hypothesis testing, F -test, two-sample t -test

1. Úvod

Na Technickej fakulte Slovenskej poľnohospodárskej univerzity v Nitre sa v 1. ročníku bakalárskeho stupňa štúdia vyučujú povinné predmety Matematika 1 (v zimnom semestri) a Matematika 2 (v letnom semestri), ktoré sa končia skúškou. Aby sme mohli porovnať nároky kladené na štúdium uvedených predmetov, stručne zhrnieme ich obsah. Hlavné tematické okruhy týchto predmetov sú uvedené v tabuľke č. 1.

Tab.1: Okruhy vyučované v predmetoch Matematika 1 a Matematika 2

Matematika 1 (rozsah 2 h/2 h)	Matematika 2 (rozsah 2 h/2 h)
1. Komplexné čísla	1. Neurčitý integrál
2. Lineárna algebra	2. Určitý integrál
3. Funkcia jednej reálnej premennej	3. Diferenciálne rovnice
4. Diferenciálny počet funkcie jednej reálnej premennej	4. Dvojný integrál
5. Diferenciálny počet funkcie dvoch reálnych premenných	5. Nekonečné a mocninové rady

Nároky na adaptáciu absolventov stredných škôl na systém štúdia na univerzite súvisia okrem iného aj s kvalitou ich stredoškolskej prípravy. Na Technickú fakultu (TF) SPU v Nitre prichádzajú študenti z rôznych typov stredných škôl. Ako príklad môžeme uviesť štruktúru prijatých študentov na TF v akademickom roku 2011/2012. Na denné štúdium bolo prijatých 330 študentov, z toho 51 (15 %) študovalo na gymnáziách, 214 (65 %) na rôznych stredných odborných školách a 65 (20 %) na stredných odborných učilištiach.

Problém motivácie do štúdia matematiky sa prejavuje aj na univerzitách, na ktorých matematika nie je profilujúcim predmetom. Mnohí študenti nemajú záujem o matematiku z rôznych dôvodov:

- majú slabé vedomosti zo stredoškolskej matematiky,
- nepoznajú možnosti použitia matematiky v ďalšom štúdiu v odborných predmetoch,

- vyjadrujú sa o matematike ako o zbytočnom a nepochopiteľnom predmete, čiže študenti sú k štúdiu matematiky motivovaní minimálne.

Neznalosť možností využitia matematiky sa dá odstrániť prezentáciou aplikácií poznatkov. Je potrebné ukázať možnosti aplikácie konkrétnych poznatkov a metodických postupov. Snahou vyučujúcich je zmeniť vzťah študentov k matematike, aby sa zvýšila úroveň vedomostí študentov a efektívnosť výučby na vysokých školách [4].

Aplikácie matematiky patria k dôležitej časti prípravy budúcich inžinierov, pretože matematický aparát je významnou súčasťou riešenia odborných problémov v praxi. Výskumu matematických kompetencií a schopnosti študentov riešiť aplikačné úlohy je potrebné venovať primeranú pozornosť. Katedra matematiky na SPU v Nitre sa systematicky venuje výskumu trendov v matematickom vzdelávaní budúcich inžinierov [1], [3].

Priebežné preverovanie a hodnotenie vedomostí je súčasťou výchovno-vzdelávacej činnosti. Na Technickej fakulte SPU v Nitre píše študenti v priebehu semestra dve zápočtové písomky. Ich úspešné zvládnutie je základným predpokladom na udelenie zápočtu. Skúška z matematiky má za cieľ zistiť úroveň získaných vedomostí a schopností študentov použiť poznatky v aplikačných úlohách. Študenti sa na skúšku pripravujú na spoločných prednáškach, cvičeniach a na samostatné štúdium používajú literatúru vytvorenú pedagógmi z Katedry matematiky [5], [6], [7].

Metodický materiál pre príspevok sme získali štúdiom odborných príspevkov a literatúry (napr. [2]), ktorá sa zaoberá aplikáciou štatistických metód aj v pedagogickom výskume. Ďalším zdrojom materiálu boli skúsenosti a poznatky z výučby povinných predmetov Matematika 1 a Matematika 2 v 1. ročníku na Technickej fakulte SPU v Nitre. Hlavným predmetom skúmania je významnosť rozdielov medzi výsledkami skúšok študentov v predmete Matematika 1 a Matematika 2. Okrem výsledkov skúšok sme pomocou dvojvýberového t -testu analyzovali aj rozdielnosť vo výsledkoch, ktoré študenti dosiahli pri riešení troch dvojíc úloh z uvedených predmetov a zisťovali úroveň matematických kompetencií študentov.

2. Materiál a metódy

V priebehu akademického roka 2012/2013 bol na Technickej fakulte SPU v Nitre realizovaný prieskum, ktorého cieľom bolo porovnať úroveň vedomostí z matematiky u študentov študujúcich povinné predmety Matematika 1 a Matematika. Testovali sme nulovú hypotézu, že úroveň vedomostí z matematiky u študentov študujúcich povinné predmety Matematika 1 a Matematika je rovnaká. Na testovanie nulovej hypotézy sme použili dvojvýberový t -test s rovnosťou rozptylov. Pred realizáciou t -testu sme pomocou F -testu overovali, či majú obidva náhodné výbery rovnaký rozptyl. Výpočty a grafickú interpretáciu výsledkov sme realizovali pomocou tabuľkového procesora MS Excel 2010.

Dvojvýberový t -test s rovnosťou môžeme opísať nasledovne [2].

Nech $(X_1, X_2, \dots, X_n)$ je náhodný výber zo základného súboru s normálnym rozdelením $N(\mu_1, \sigma_x^2)$ a nech $(Y_1, Y_2, \dots, Y_m)$ je náhodný výber zo základného súboru s normálnym rozdelením $N(\mu_2, \sigma_y^2)$. Predpokladáme, že výbery sú nezávislé a je opodstatnený predpoklad o rovnosti rozptylov σ_x^2, σ_y^2 . Stanovíme nulovú hypotézu $H_0: \mu_1 = \mu_2$ (medzi priemerami dvoch výberových súborov nie je štatisticky významný rozdiel) oproti dvojstrannej alternatívnej hypotéze $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$.

Ako testovacie kritérium použijeme štatistiku

$$t = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{S_p^2 \cdot \left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}\right)}} \quad (1)$$

Jednotlivé symboly v testovacom kritériu vyjadrujú:

- výberové priemery

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad \bar{Y} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Y_i \quad (2)$$

- výberové rozptyly

$$S_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \quad S_y^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (3)$$

- spoločný rozptyl

$$S_p^2 = \frac{(n-1)S_x^2 + (m-1)S_y^2}{n+m-2} \quad (4)$$

Kritickou oblasťou je množina

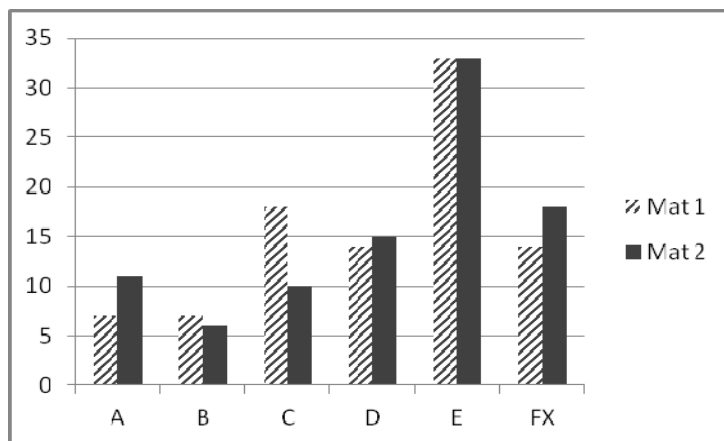
$$W_\alpha = (-\infty, -t_\alpha(n+m-2)) \cup (t_\alpha(n+m-2), \infty), \quad (5)$$

kde $t_\alpha(n+m-2)$ sú kritické hodnoty Studentovho t -rozdelenia s $n+m-2$ stupňami voľnosti. Ak $t \in W_\alpha$ (t. j. ak $|t| > t_\alpha(n+m-2)$), tak hypotézu H_0 zamietame na hladine významnosti α ; ak $t \notin W_\alpha$, tak nulovú hypotézu H_0 nemôžeme zamietnuť na hladine významnosti α .

Ak testujeme hypotézu H_0 o rovnosti stredných hodnôt μ_1, μ_2 proti jednostrannej alternatívnej hypotéze $H_1: \mu_1 > \mu_2$, tak hypotézu H_0 zamietame na hladine významnosti α , ak hodnota testovacieho kritéria $t \in W_\alpha$, kde $W_\alpha = (t_{2\alpha}(n+m-2), \infty)$. V prípade jednostrannej alternatívnej hypotézy $H_1: \mu_1 < \mu_2$ je možné vyjadriť kritickú oblasť v tvare $W_\alpha = (-\infty, -t_{2\alpha}(n+m-2))$. V našom prípade pozorovaným znakom X , resp. Y boli známky, ktoré dosiahli študenti z predmetu Matematika 1, resp. Matematika 2.

3. Výsledky a diskusia

Údaje, ktoré budeme testovať, sme získali z priebežných a skúškových testov v predmetoch Matematika 1 a Matematika 2. Do výsledného hodnotenia študenta na skúške sa započítajú aj body z dvoch priebežných testov a seminárnej práce. Skúška je tiež písomná a jej výsledok závisí od aktívneho štúdia počas semestra.



Obr. 1: Výsledné známky na skúškach z predmetov Matematika 1 a Matematika 2

Na obrázku č. 1 je graficky znázornené hodnotenie študentov na skúškach (používaná stupnica A(1) až FX(4)) z predmetov Matematika 1 a Matematika 2 v akademickom roku 2012/2013, ktoré sme ďalej analyzovali.

Pred realizáciou t -testu sme overovali pomocou F -testu, či majú náhodné výbery rovnaký rozptyl. Vypočítaná p -hodnota F -testu na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ je 0,393326. Výsledky testu budeme interpretovať pomocou p -hodnoty, kde p je pravdepodobnosť chyby, ktorej sa dopustíme, ak zamietneme testovanú hypotézu. Pretože platí $p > 0,05$, znamená to, že nemôžeme zamietnuť nulovú hypotézu o rovnosti rozptylov oboch výberov, a teda rozdiel medzi rozptylmi náhodných výberov nie je štatisticky významný. Z tohto dôvodu sme na overenie rozdielnosti vo výsledkoch skúšok z Matematiky 1 a Matematiky 2 použili dvojvýberový t -test s rovnosťou rozptylov a sformulovali sme nasledovnú nulovú hypotézu:

H_0 : študenti dosahujú rovnakú úroveň vedomostí z matematiky v predmetoch Matematika 1 a Matematika 2, oproti alternatívnej hypotéze

H_1 : študenti dosahujú rôznu úroveň vedomostí z matematiky v predmetoch Matematika 1 a Matematika 2.

Po zadaní údajov sme získali výsledky, ktoré sú prehľadne zapísané v nasledujúcej tabuľke č. 2.

Tab. 2: Vyhodnotenie výsledkov na skúškach – akademický rok 2012/2013

Predmet - rok 2012/2013	Matematika 1	Matematika 2
Početnosť	93	93
Aritmetický priemer známk (bez hodnotenie FX(4))	2,34	2,35
Aritmetický priemer známk (s hodnotením FX(4))	2,54	2,58
Korelácia	0,958535	
F -test ($\alpha = 0,05$)	0,393326 > 0,05	
Stupeň voľnosti	184	
t -test = 0,77465	t -test < t -crit.	
t -krit. = 1,6602	0,77465 < 1,6602	

Z tabuľky vidíme, že vypočítaná hodnota testovacieho kritéria t -test = 0,77465 je menšia než kritická tabuľková hodnota (t -krit. = 1,6602) [8]. Teda nulovú hypotézu o rovnakej úrovni vedomostí študentov v predmetoch Matematika 1 a Matematika na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ nemôžeme zamietnuť; to znamená, že medzi výsledkami, ktoré dosiahli študenti v Matematike 1 a Matematike 2, nie je štatisticky významný rozdiel.

Okrem výsledkov skúšok sme pomocou dvojvýberového t -testu ďalej testovali aj úroveň matematických vedomostí študentov prostredníctvom dvojíc úloh, v ktorých sa aplikujú obdobné postupy v ich riešení. Prehľad analyzovaných úloh s bodovým hodnotením je uvedený v tabuľke č. 3.

Testovali sme nasledovnú nulovú hypotézu:

H_0 : študenti dosahujú rovnakú úroveň vedomostí z matematiky v úlohách č. 1 a č. 2 (resp. v úlohách č. 3 a č. 4, v úlohách č. 5 a č. 6), oproti alternatívnej hypotéze

H_1 : študenti dosahujú rôznu úroveň vedomostí z matematiky v úlohách č. 1 a č. 2 (resp. v úlohách č. 3 a č. 4, v úlohách č. 5 a č. 6).

Tab. 3: Prehľad typových úloh

Zadanie úlohy č. 1 a č. 2, tematický okruh: lineárna algebra (úlohy z priebežného testu, za každú úlohu mohol študent získať 6 bodov)	
Úloha č. 1: Zistite hodnotu matice $A = \begin{pmatrix} -3 & -3 & -4 \\ -4 & -5 & -6 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$	Úloha č. 2: Vyriešte v R^3 sústavu $\begin{aligned} 3x + y - 4z &= 0 \\ x - z &= 0 \\ 2x - y &= 0 \end{aligned}$
Zadanie úlohy č. 3 a č. 4, tematický okruh: diferenciálny počet (úlohy zo skúškového testu, za každú úlohu mohol študent získať 2 body)	
Úloha č. 3: Vypočítajte deriváciu funkcie $f: y = \frac{x^2 - 9}{x^2}$	Úloha č. 4: Vypočítajte prvé parciálne derivácie funkcie $f: z = \frac{3}{2}x^3y^4 - 2xy^5 - 7y$
Zadanie úlohy č. 5 a č. 6, tematické okruhy: integrálny počet, diferenciálne rovnice (úlohy z priebežného testu, za každú úlohu mohol študent získať 6 bodov)	
Úloha č. 5: Vypočítajte neurčitý integrál $\int \frac{\sqrt{x^3 - 5x + 3}}{x^2} dx$	Úloha č. 6: Vyriešte v množine R diferenciálnu rovnicu $5 - xy' = 8x + 5x^2$

V tabuľke č. 4 sú uvedené výsledky pre jednotlivé dvojice úloh. Pre každú testovanú dvojicu úloh sme získali hodnoty testovacej štatistiky a kritickú tabuľkovú hodnotu. Vo všetkých prípadoch platilo $t\text{-test} < t\text{-crit}$. Preto nulovú hypotézu o rovnakej úrovni vedomostí študentov v úlohách č. 1 a 2 (resp. č. 3 a 4, č. 5 a 6) na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ nemôžeme zamietnuť ani v jednom prípade. To znamená, že študenti vedú správne použiť postupy v riešení úloh a v úlohách s obdobným metodickým postupom riešenia získavajú rovnaký počet bodov, čo svedčí o pochopení logickej nadväznosti matematického učiva.

Tab. 4: Vyhodnotenie úloh a získané výsledky

Úloha	Č. 1	Č. 2	Č. 3	Č. 4	Č. 5	Č. 6
Početnosť	43	43	39	39	46	46
Aritmetický priemer bodov	2,67 b.	3,69 b.	1,38 b.	0,87 b.	3,28 b.	3,0 b.
Korelácia	0,36286		0,46504		0,53828	
F-test ($\alpha = 0,05$)	0,774064 > 0,05		0,90108 > 0,05		0,32796 > 0,05	
Stupeň voľnosti	84		76		90	
t-test	$t\text{-test} < t\text{-crit.}$		$t\text{-test} < t\text{-crit.}$		$t\text{-test} < t\text{-crit.}$	
t-krit. (z tabuľky)	0,03517 < 1,6632		0,00985 < 1,665151		0,51082 < 1,66196	

4. Záver

V príspevku sme analyzovali úroveň matematických vedomostí a schopností študentov Technickej fakulty SPU v Nitre v povinných predmetoch Matematika 1 a Matematika 2. Použili sme dvojvýberový t -test a zistili sme, že nie je štatisticky významný rozdiel medzi

výsledkami na skúškach z uvedených predmetov. Zároveň sme pomocou t -testu zisťovali významnosť rozdielov v riešení úloh, ktoré používajú obdobné metodické postupy. Opäť sa potvrdilo, že nie je štatisticky významný rozdiel medzi bodovým hodnotením jednotlivých úloh, ktoré zároveň môžeme považovať za prezentáciu matematických vedomostí študentov.

Úroveň matematického vzdelávania závisí od mnohých faktorov a jeho výsledky sú výstupom subjektívneho prístupu každého študenta k štúdiu predmetu matematika. Pre úspešné zloženie skúšky z matematiky je dôležité, aby študenti predovšetkým pochopili pojmy, postupy výpočtu a vedeli ich použiť. Na základe zistených výsledkov môžeme povedať, že ak študenti dobre zvládnu učivo Matematiky 1, tak dobre zvládnu aj Matematiku 2. Môžeme konštatovať, že študenti technicky zameraných študijných programov majú schopnosti používať matematický aparát, ktorý je dôležitým predpokladom pre ich profesijný rast a uplatnenie.

Literatúra

- [1]GREGÁŇOVÁ, RADOMÍRA – PIETRIKOVÁ, MIRIAM – ORSZÁGHOVÁ, DANA. 2012. Dotazníkový prieskum o aplikáciách matematiky = The questionnaire survey on mathematics applications. In *Forum Statisticum Slovacum*. Roč. 8, č. 3 (2012), s. 30-35. ISSN 1336-7420
- [2]MARKECHOVÁ, DAGMAR – STEHLÍKOVÁ, BEÁTA – TIRPÁKOVÁ, ANNA. 2011. *Štatistické metódy a ich aplikácie*. Nitra, UKF, 2011, 534 s. ISBN 978-80-8094-807-8
- [3]ORSZÁGHOVÁ, DANA - DRÁBEKOVÁ, JANKA - ŠVECOVÁ, SOŇA. 2014. Current trends and objectives in the mathematical education of the future economists, managers and entrepreneurs. In *Improving performance of agriculture and the economy: challenges for management and policy*, International scientific days 2014 (13th international conference, May 21-23, 2014, High Tatras, Slovak Republic. Nitra. 2014. s. 252-257. Dostupné na internete. URL: <http://spu.fem.uniag.sk/fem/mvd2014/proceedings/articles/Orszaghova.pdf>.
- [4]ORSZÁGHOVÁ, D. - GREGÁŇOVÁ, R. - MATUŠEK, V. 2013. *K aktuálnym matematickým kompetenciám vo vysokoškolskom vzdelávaní v ekonomických a technických odboroch*. Nitra, SPU, 2013. s. 141. 1. vydanie. ISBN 978-80-552-1017-9
- [5]ORSZÁGHOVÁ, DANA - GREGÁŇOVÁ, RADOMÍRA - PECHOČIAK, TOMÁŠ - FARKAŠOVÁ, MÁRIA -DRÁBEKOVÁ, JANKA - KECSKÉS, NORBERT. 2014. *Matematika s aplikáciami. 2. časť*. 1. vyd. Nitra : Slovenská poľnohospodárska univerzita, 2014. 196 s. ISBN 978-80-552-1138-1
- [6]ORSZÁGHOVÁ, DANA - MATUŠEK, VLADIMÍR - PECHOČIAK, TOMÁŠ - BARANÍKOVÁ, HELENA -DRÁBEKOVÁ, JANKA. 2013. *Matematika s aplikáciami. 1. časť*. 1. vyd. Nitra : Slovenská poľnohospodárska univerzita, 2013. 312 s. ISBN 978-80-552-1093-3
- [7]PECHOČIAK, TOMÁŠ - MATUŠEK, VLADIMÍR. 2012. *Kapitoly z vyššej matematiky*. 1. vyd. Nitra : Slovenská poľnohospodárska univerzita, 2012. 196 s. ISBN 978-80-552-0893-0
- [8]URL: http://www.kmt.zcu.cz/person/Kohout/info_soubory/letnisem/ruzne/tabst.htm. Tabulka kvantilů t – rozdění. [Cit. 12.01.2015]

Adresa autorov:

Doc. RNDr. Dana Országhová, CSc.
Katedra matematiky FEM SPU Nitra
Tr. A. Hlinku 2
949 76 Nitra
Dana.Orszaghova@uniag.sk

Mgr. Vladimír Matušek, PhD.
Katedra matematiky FEM SPU Nitra
Tr. A. Hlinku 2
949 76 Nitra
Vladimir.Matusek@uniag.sk

**Modelování přidané hodnoty školy s nerovnoměrnými příspěvky
na výkonnost žáků a studentů¹**
**Modelling of school's value added with non-uniform contributions
to the performance of pupils and students**

Roman Pavelka

Abstract: This article aims to value-added modelling school with unequal contributions to the performance of pupils and students. It is quite natural in educational practice that the school does not produce same educational and training effects on all pupils and students of this school. Measurable learning outcomes, such as knowledge and skills obtained through the school was not observed for all pupils or students in one school the same. The contribution of school education of pupils with higher input performances can be higher than the contribution of school education of pupils with lower input performances. Those school's educational effects can be modelled using multilevel statistical models. The paper presents both theoretical background and practical examples of parameter estimates of multilevel statistical models based on school's real data from the project of the Assessing the Quality of Education.

Abstrakt: Cílem článku je modelování přidané hodnoty školy s nestejnými příspěvky na výkonnost žáků a studentů. V pedagogické praxi je zcela přirozené, že škola nepůsobí svými vzdělávacími a výchovnými efekty na všechny žáky či studenty této školy stejně. Měřitelné výstupy vzdělávání, jako jsou znalosti či dovednosti získané působením školy, nebyly zaznamenány u všech žáků či studentů jedné školy stejné. Příspěvek školy ke vzdělání žáků s vyššími vstupními výkony může být vyšší než příspěvek školy ke vzdělání žáků s nižšími vstupními výkony. Uvedené vzdělávací efekty školy lze modelovat pomocí víceúrovňových statistických modelů. V příspěvku jsou uvedeny nejen teoretická východiska, ale i praktické příklady odhadů parametrů víceúrovňových statistických modelů založených na reálných datech škol z projektu o hodnocení kvality vzdělávání.

Key words: School effectiveness, Multilevel statistical modelling, Assessing the Quality of Education, Hierarchical data structures.

Klíčová slova: efektivita školy, víceúrovňové statistické modelování, hodnocení kvality ve vzdělávání, hierarchické datové struktury.

1. Úvod

Přidaná hodnota školy je založena na posouzení toho, o kolik se zvýší během sledované doby měřitelné výstupy vzdělávání. Jde zejména o to, aby bylo co nejlépe rozlišováno, jak tomuto nárůstu přispěje škola či jednotliví učitelé. Vzdělávací efekty školy lze modelovat pomocí víceúrovňových statistických modelů, které mají co nejlépe očistit skutečný příspěvek školy, resp. učitelů od jiných faktorů, které mají vliv na žákovo učení². Měřitelné výstupy vzdělávání, znalosti či dovednosti získané působením školy, nejsou zpravidla zaznamenány u všech žáků či studentů jedné školy stejné. Příspěvek školy ke vzdělání žáků s vyššími vstupními výkony může být vyšší než příspěvek školy ke vzdělání žáků s nižšími vstupními

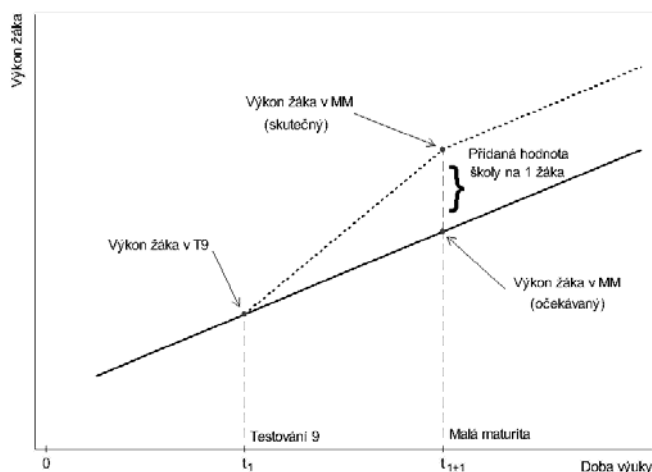
¹ Příspěvek vznikl za podpory ESF projektu NÚCEM *Zvyšovanie kvality vzdelávania na ZŠ a SŠ s využitím elektronického testovania* (kód ITMS projektu 26110130546 a 26140130030).

² RYŠKA, R. 2008. *Modelování přidané hodnoty ve vzdělávání*. Shrnutí. Výstup projektu LS0602: Zjišťování přidané hodnoty. Praha: UK PdF, 17 s. ISSN nepřiděleno. [online]. 05-08-2008 [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: <<http://www.strediskovzdelavacipolitiky.info/download/VAM%20shrnuti%202008.pdf>>. s. 2.

výkony a naopak. Cílem článku je analýza modelování přidané hodnoty školy s nestejnými příspěvky na výkonnost žáků a studentů.

2. Přidaná hodnota školy jako příspěvek školy ke školním vzdělávacím cílům

Příspěvek přidané hodnoty školy je podle OECD³ definován jako: „*příspěvek školy k pokroku žáka vůči předem určeným školním vzdělávacím cílům. Příspěvek je očištěná hodnota od jiných faktorů, které také přispívají k pokroku žáka v učení*“. Přidaná hodnota školy⁴ jako příspěvek školy k pokroku žáka vůči předem určeným školním vzdělávacím cílům je znázorněn na Obrázku 1.



Obr. 1: Přidaná hodnota školy jako příspěvek k pokroku žáka

Modely přidané hodnoty ve vzdělávání jsou OECD⁵ definovány jako „*třída statistických modelů, které se užívají k určení odhadu příspěvku školy k žákově učením měřenému pomocí trajektorií testových skóre*“.

3. Hierarchický charakter pořízených dat

Pro účely této studie byla použita data z měření školní výkonnosti žáků a studentů realizovaného v rámci projektu Hodnocení kvality vzdělávání (dále jako „HKV“), který zajišťoval Národní ústav certifikovaných měření vzdělávání (dále jako „NUCEM“). Soubor dat obsahuje záznamy o školní výkonnosti 1 771 žáků a studentů včetně dalších charakteristik žáků a studentů i školy. Jako počáteční měření výkonnosti je uvažováno měření Testování 9 (dále jako „T9“), v němž byla sledována úspěšnost v Slovenském jazyku a literatuře (dále jako „SJL“) z roku 2010. Závěrečné měření výkonnosti žáků a studentů bylo realizováno v roce 2013 pod názvem Malá maturita (dále jako „MM“), v němž byla opět sledována úspěšnost v SJL. Uvedené výsledky výkonnosti žáků a studentů byly sbírány včetně informací o sociálněekonomickém pozadí žáků a jejich rodičů, motivaci žáků k učení a sociálním klimatu ve třídě a škole. Ukázka struktury dat je znázorněna v Tabulce 1.

³ OECD. 2008. *Introduction. OECD. Measuring Improvements in Learning Outcomes: Best Practices to Assess the Value-Added of Schools*. Paris: OECD, 2008. ISBN 978-92-64-05022-8. [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: WWW: <<http://www.oecd.org/edu/school/41701336.pdf>>. s. 12.

⁴ RAUDENBUSH, S. W. 2004. *What Are Value-Added Models Estimating and What Does This Imply for Statistical Practice?* In: *Journal of Educational and Behavioural Statistics*, Vol. 29, No. 1, Value-Added Assessment Special Issue (Spring, 2004), pp. 121-129. s. 129.

⁵ OECD. 2008. *Introduction. OECD. Measuring Improvements in Learning Outcomes: Best Practices to Assess the Value-Added of Schools*. Paris: OECD, 2008. ISBN 978-92-64-05022-8. [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: WWW: <<http://www.oecd.org/edu/school/41701336.pdf>>. s. 17.

Tab. 1: Ukázka dat o výkonnosti žáků a studentů pořízených v rámci projektu HKV

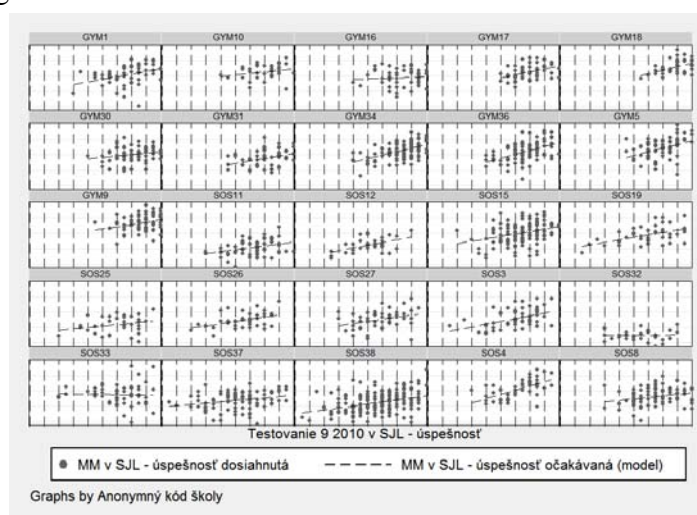
Škola	Třída	Index žáka	Výsledek testů	ID žáka	Kód třídy	Kód školy	TPS	Motivace	Potřeba výkonu	Bohatství	ESCS	Knihy
		i	y_{ij}				$x_{ij,1}$	$x_{ij,2}$	$x_{ij,3}$	$x_{ij,10}$	$x_{ij,11}$	$x_{ij,19}$
Kód školy	3A	1	32	A2d3f4g5h	xxx0013A	xxx001	45,36	48,23	1	11	45,36	1
		2	64	A2d3f4g6h	xxx0013A	xxx001	58,36	46,36	2	12	85,23	2
		N_1-1	58	A2d3f4g8h	xxx0013A	xxx001	25,36	58,69	2	15	96,32	0
		N_1	63	A2d3f4g9h	xxx0013A	xxx001	85,36	47,25	1	09	25,58	1
	4A	1	32	A2d3f5g5h	xxx0014A	xxx001	24,12	26,34	2	12	37,36	2
		N_2-1	58	A2d3f6g5h	xxx0013A	xxx001	48,3	28,21	1	15	85,6	0
		N_2	63	A2d3f7g5h	xxx0013A	xxx001	69,36	15,36	1	13	25,36	1

Pořízená data se vyznačují hierarchickou strukturou, která vyplývá z použitého designu výběru. V takovém případě individuální pozorování nejsou obecně nezávislá a pro správné statistické modelování je vhodné použít hierarchického lineárního modelování.

4. Přidaná hodnota školy s nerovnoměrnými příspěvky na výkonnost žáků a studentů

Rozdíly mezi školami v očekávaném výkonu jejich žáků a studentů

Pokud se školy liší v očekávaném výkonu svých žáků a studentů, je smysluplné použití víceúrovňových regresních modelů⁶. Víceúrovňové regresní modely umožňují modelovat očekávané výkony žáků a studentů pro jednotlivé školy samostatně, a tedy každá škola má svůj samostatný regresní model.

**Obr. 2: Dosažený (skutečný) a očekávaný (modelovaný) výkon u jednotlivých škol**

Situaci, kdy se jednotlivé školy odlišují v očekávaném výkonu svých žáků a studentů, demonstruje Obrázek 2. Z obrázku 2 je zřetelné, že dílčí modely očekávaných výkonů jednotlivých škol se diferencují jak v posunu regresní přímky (modelu), tak i v jejím sklonu. Proto je vhodné modelovat víceúrovňové regresní modely s odlišnými posuny i sklony (vždy se bude jednat o lineární modelování, tedy víceúrovňové lineární modely).

Víceúrovňový lineární regresní model s proměnlivými posuny i sklony na úrovni škol

Nejjednodušší model přidané hodnoty školy s proměnlivými koeficienty (posunem i sklonem) je definován systémem rovnic (1) až (3).

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \cdot X_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (1)$$

⁶ Nakolik se liší hodnoty proměnné na úrovni jednotlivců a nakolik na vyšších úrovních, se zjišťuje pomocí tzv. vnitrotřídního koeficientu korelace.

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + U_{0j}, \quad (2)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + U_{1j}, \quad (3)$$

První úroveň modelu je reprezentována rovnicí (1). Na místě závisle proměnné vystupuje úspěšnost žáků v MM ze SJL (Y_{ij}). V postavení nezávisle proměnné v rovnici na první úrovni (úroveň žáků) je vstupní výkon žáků (X_{ij}) vyjádřený úspěšností T9 ze SJL. Rozptyl, který je vyvolaný odlišnostmi na úrovni žáků, je v modelu označen jako $\text{var}(\varepsilon_{ij})$. Odhadované parametry β_{0j} a β_{1j} regresního modelu nejsou konstantní a mění se v důsledku působení jednotlivých škol. Odhadované parametry β_{0j} a β_{1j} se dají rozložit do průměrných koeficientů (γ_{00} a γ_{10}) a do náhodných odchylek (U_{0j} a U_{1j}). Náhodné odchylky jsou označovány jako náhodné efekty škol a jsou specifické pro každou školu. Předpokladem modelu je nezávislost reziduí první úrovně ε_{ij} a náhodných efektů U_{0j} a U_{1j} a jejich normalita s nulovou střední hodnotou⁷ a nezávislost náhodného efektu U_{1j} a vstupního výkonu žáků X_{ij} , tj.

$$\text{var}(U_{0j}) = \tau_0^2, \quad \text{var}(U_{1j}) = \tau_1^2, \quad \text{cov}(U_{0j}, U_{1j}) = \tau_{01}, \quad \text{var}(\varepsilon_{ij}) = \sigma^2. \quad (4)$$

Dosazením rovnic pro odhadované parametry (3) a (4) do (2) lze získat model ve tvaru

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10} \cdot X_{ij} + U_{0j} + U_{1j} \cdot X_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad \text{kde } \text{cov}(U_{1j}, X_{ij}) = 0. \quad (5)$$

V modelu (1) až (3) je možné v souladu s reálnými podmínkami předpokládat nezávislost obou náhodných složek (U_{0j} a U_{1j}), což lze matematicky vyjádřit jako $\text{cov}(U_{0j}, U_{1j}) = 0$. Rozptyl výstupní proměnné Y závisí na hodnotě vstupní proměnné X a je dán ve tvaru:

$$\text{var}(Y_{ij}|x_{ij}) = \tau_0^2 + 2 \cdot \tau_{01} \cdot x_{ij} + \tau_1^2 \cdot x_{ij}^2 + \sigma^2. \quad (6)$$

Kovariance mezi 2 různými hodnotami úspěšnosti ve stejné skupině je definována⁸ jako:

$$\text{cov}(Y_{ij}, Y_{i'j}|x_{ij}, x_{i'j}) = \tau_0^2 + \tau_{01} \cdot (x_{ij} + x_{i'j}) + \tau_1^2 \cdot x_{ij} \cdot x_{i'j}. \quad (7)$$

Závislost rozptylu výstupní proměnné na hodnotě vstupní proměnné vyjádřený rovnicemi (6) a (7) vykazuje heteroskedasticitu. Náhodné složky (U_{0j} a U_{1j}) jsou nezávislé.

Odhady parametrů nejjednoduššího víceúrovňového modelu (5) zaznamenává Tabulka 2.

Tab. 2: Odhad parametrů víceúrovňového lineárního regresního modelu podle (5)

Fixed Parameters								
MM_SJL_uspes _{ij}	Coefficient	Estimate	Std. Err.	df	t	Sig	[95% Conf. Interval]	
γ_{00}	Intercept	33,580	1,730	37,448	19,406	<0,001	30,075	37,084
γ_{10}	T9_SJL_uspes _{ij}	0,297	0,027	48,189	10,963	<0,001	0,243	0,352
Random-effects Parameters								
hierarchy: skola		level	Estimate	Std. Err.	Wald χ^2	Sig	[95% Conf. Interval]	
$\text{var}(\varepsilon_{ij})$	Reziduální	1	109,527	3,721	1 9110,54	<0,001	102,472	117,068
$\text{var}(U_{0j})$	Intercept	2	21,633	14,969	19,74	<0,001	5,573	83,966
$\text{var}(U_{1j})$	T9_SJL_uspes _{ij}	2	0,009	0,004	128,84	<0,001	0,004	0,021

Odhady fixních i náhodných parametrů byly provedeny ve statistickém paketu SPSS. Odhady hodnot fixních parametrů (γ_{00} jako průměrné úrovně konstanty a γ_{10} jako průměrné směrnice v základním souboru) jsou statisticky významně odlišné od nuly (toto potvrzuje hodnota statistické významnosti $\text{Sig.} < 0,05$). Odhady hodnot náhodných parametrů (rozptylu náhodných směrnic $\text{var}(U_{1j})$ a rozptylu náhodných konstant $\text{var}(U_{0j})$ v následující části Tabulky 2) jsou pro model (5) jsou statisticky významně odlišné od nuly (potvrzuje hodnota statistické významnosti $\text{Sig.} < 0,05$). Z tohoto faktu lze usoudit, že směrnice jednotlivých regresních přímek i jejich konstanty jsou pro jednotlivé školy odlišné. Na základě počátečního

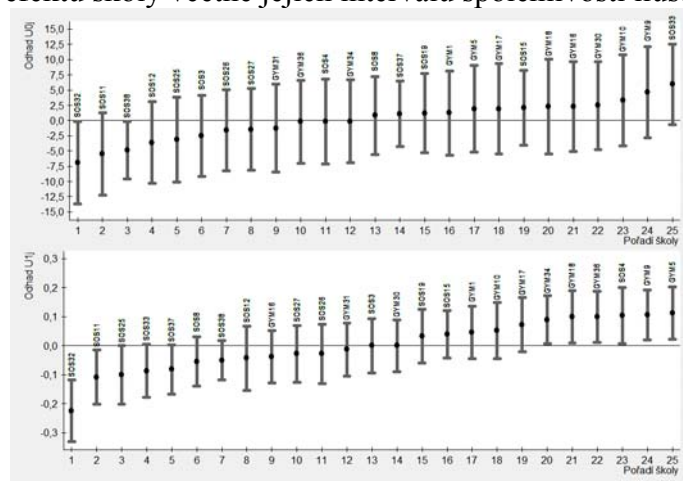
⁷ SNIJDERS, Tom A. B., BOSKER, Roel: *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London: Sage publications, 2003. 272 s. ISBN 0-7619-5889-4. s. 68.

⁸ SNIJDERS, Tom A. B., BOSKER, Roel: *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London: Sage publications, 2003. 272 s. ISBN 0-7619-5889-4. s. 69.

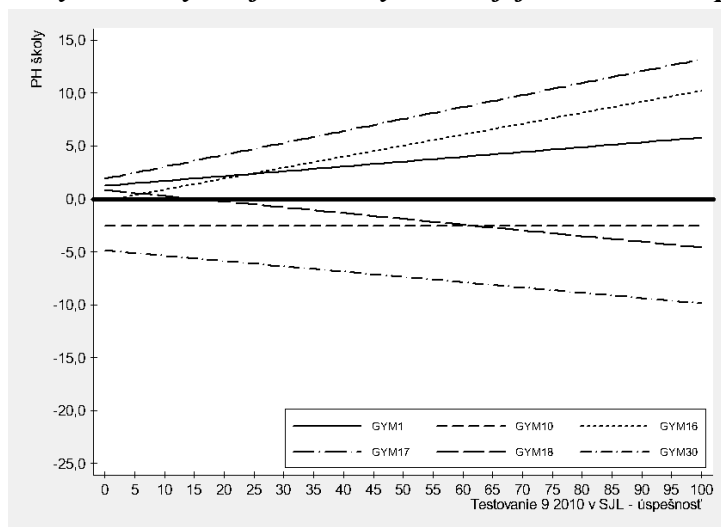
předpokladu je vztah mezi oběma náhodnými složkami (U_{0j} a U_{1j}) považován jako nezávislý. Obě náhodné složky (U_{0j} a U_{1j}) jsou statisticky významně odlišné tj. $U_{0j} \neq U_{1j}$, (potvrzuje hodnota statistické významnosti $Sig. < 0,05$, kdy hodnota testové statistiky $\chi^2(1) = 70,32$).

Modelování přidané hodnoty školy jako nerovnoměrných příspěvků na výkon v učení

Každá škola je charakterizována 2 složkami náhodného efektu U_{0j} a U_{1j} , které odrážejí působení školy na proces učení svých studentů a žáků. Ve víceúrovňovém regresním modelu složka U_{0j} odpovídá náhodnému posunu a složka U_{1j} odpovídá náhodnému sklonu (směrnici). Odhady náhodných efektů školy včetně jejich intervalů spolehlivosti ilustruje Obrázek 3.



Obr. 3: Odhady náhodných efektů školy včetně jejich intervalů spolehlivosti



Obr. 4: Odhady přidané hodnoty školy závislé na úspěšnosti školy ve vstupním měření

Odhadovaná přidaná hodnota j -té školy na i -tého žáka⁹ je ve víceúrovňovém lineárním modelu (5) definována jako lineární kombinace náhodných efektů U_{0j} a U_{1j} a výsledků i -tého žáka j -té školy ve vstupním testu X_{ij} (v úspěšnosti v T9 v SJL) ve tvaru

$$U_{0j} + U_{1j} \cdot X_{ij} \quad (8)$$

Celková odhadovaná přidaná hodnota j -té školy je definována jako průměrná přidaná hodnota j -té školy na i -tého žáka. Přidanou hodnota j -té školy lze vyjádřit ve tvaru

⁹ RAUDENBUSH, S. W. 2004. *What Are Value-Added Models Estimating and What Does This Imply for Statistical Practice?* In: *Journal of Educational and Behavioural Statistics*, Vol. 29, No. 1, Value-Added Assessment Special Issue (Spring, 2004), pp. 121-129. s. 129.

$$\frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} (U_{0j} + U_{1j} \cdot X_{ij}) = U_{0j} + U_{1j} \cdot \frac{1}{n_j} \cdot \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij} = U_{0j} + U_{1j} \cdot \bar{X}_{\bullet j} \quad (9)$$

kde symbol n_j predstavuje počet žáků v j -té škole $\bar{X}_{\bullet j}$ je průměrná úspěšnost žáků j -té školy ve vstupním měření T9 ze SJL¹⁰.

Odhady přidané hodnoty j -té školy definované výrazem (9) pro prvních 6 vybraných škol jsou ilustrovány na Obrázku 4.

5. Závěr

V pedagogické praxi je zcela přirozené, že škola nepůsobí svými vzdělávacími a výchovnými efekty na všechny žáky či studenty této školy stejně. Proměnlivou složku přidané hodnoty j -té školy na jednotlivé žáky, kteří tuto školu navštěvují, lze formálně vyjádřit pomocí výrazu $U_{1j} \cdot X_{ij}$. Uvedený výraz může být považován jako náhodná interakce mezi j -tou školou a úspěšností vstupního měření T9 v SJL i -tého žáka j -té školy. Přidaná hodnota školy je pak závislá na úspěšnosti svých žáků ve vstupním měření T9.

Náhodné efekty školy U_{0j} a U_{1j} mohou být statisticky modelovány pouze s využitím víceúrovňových (hierarchických) modelů, které dokáží zachytit efekty na úrovni školy.

Složitější konstrukce víceúrovňových lineárních modelů mohou modelovat příspěvky škol např. pro jednotlivé zřizovatele škol, pro velikostní kategorie škol, za regiony a pro další kategorie škol.

Literatura

- [1] GOLDSTEIN, H. 2011. *Multilevel statistical models. 4th Edition*. Chichester: John Wiley & Sons, Ltd., 2011. xxi + 358 s. ISBN 978-0-470-74865-7.
- [2] OECD. 2008. Introduction. OECD. *Measuring Improvements in Learning Outcomes: Best Practices to Assess the Value-Added of Schools*. Paris: OECD, 2008. ISBN 978-92-64-05022-8. [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: WWW: <http://www.oecd.org/edu/school/41701336.pdf>.
- [3] RAUDENBUSH, S. W. 2004. *What Are Value-Added Models Estimating and What Does This Imply for Statistical Practice?* In: Journal of Educational and Behavioural Statistics, Vol. 29, No. 1, Value-Added Assessment Special Issue (Spring, 2004), pp. 121-129.
- [4] RYŠKA, R. 2008. *Modelování přidané hodnoty ve vzdělávání. Shrnutí. Výstup projektu LS0602: Zjišťování přidané hodnoty*. Praha: UK PdF, 17 s. [online]. 05-08-2008 [cit. 29-03-2014]. Dostupný z: <http://www.strediskovzdelavacipolitiky.info/download/VAM%20shrnuti%202008.pdf>.
- [5] SNIJDERS, T. A. B., BOSKER, R. 2003. *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London: Sage publications, 2003. 272 s. ISBN 0-7619-5889-4.

Adresa autora:

Roman Pavelka, Ing., PhD.
 Národný ústav certifikovaných meraní vzdelávania
 Žehrianska 9, 851 07 Bratislava
 pracovisko Röntgenova 28, 851 01 Bratislava
 tel.: +421 232 782 624
Roman.Pavelka@nucem.sk

¹⁰ GOLDSTEIN, H. 2011. *Multilevel statistical models. 4th Edition*. Chichester: John Wiley & Sons, Ltd., 2011. xxi + 358 s. ISBN 978-0-470-74865-7. s. 74.

Vplyv kontextuálnych premenných na odhad pridanej hodnoty vo vzdelávaní Influence of contextual variables on estimation of school value added

Lukáš Piš, Jana Trajová, Pavol Kaclik, Mária Kolková

Abstract: In this paper we provide an application of hierarchical linear modelling for the purpose of value added estimation on Slovak schools. We focus on the importance of contextual variables (economic, social and cultural status of school pupils, girls / boys ratio at school and average level of school pupils achievement) and discuss the impact of these characteristics, when included in the value added estimation model. Furthermore we illustrate the relevance of calculated parameters and assess their impact on overall school effectiveness in educational process.

Abstrakt: V článku predstavíme aplikáciu hierarchického lineárneho modelovania za účelom odhadu pridanej hodnoty školy. Zameriame sa pritom na význam kontextuálnych premenných (ekonomický, sociálny a kultúrny status žiaka, podiel dievčat resp. chlapcov na škole a priemernú úroveň žiakov školy) a diskutujeme dopad zahrnutia týchto ukazovateľov do modelu pre odhady pridanej hodnoty. Pomocou získaných odhadov parametrov poukazujeme na mieru relevantnosti daných ukazovateľov a posudzujeme ich dôležitosť a vplyv na výslednú efektívnosť školy v edukačnom procese.

Key words: value added, hierarchical linear modelling, contextual variables.

Kľúčové slová: pridaná hodnota, hierarchické lineárne modelovanie, kontextuálne premenné.

JEL classification: C13, I21

1. Úvod

Vývoj v oblasti posudzovania efektívnosti škôl vo vzdelávacom procese v posledných rokoch značne pokročil. Pôvodný koncept hodnotenia kvality škôl pomocou priemerného bodového zisku resp. úspešnosti žiakov danej školy na výstupnom teste (v prípade stredných škôl sa jedná o externú časť maturitnej skúšky - EČMS) sa ukázal byť neadekvátny a postupne bol nahradený konceptom pridanej hodnoty vo vzdelávaní (PHV), definovanej podľa OECD ako „*príspevok školy k pokroku žiaka voči očakávaným resp. a priori stanoveným požiadavkám, pričom tento príspevok je očistený od vonkajších faktorov.*“ [5]

Táto definícia pripúšťa značnú variabilitu spôsobov výpočtu PHV ako aj použitie rôznych štatistických metód, pričom pri konečnom posudzovaní vhodnosti použitej metódy treba prihliadať jednak na charakter skúmaných dát, ako aj na zrozumiteľnú a realistickú interpretáciu získaných výsledkov.

V zahraničí je v súčasnosti najpoužívanejšou metódou hierarchické lineárne modelovanie (HLM), ktoré je založené na viacúrovňovej štruktúre skúmaných dát. V našom prípade takúto organizáciu dát reprezentujú žiaci (úroveň 1) zoskupení v školách (úroveň 2). Použitím HLM môžeme odstrániť problémy vznikajúce pri aplikovaní jednoduchej lineárnej regresie na hierarchické dáta (napr. závislosť jednotlivých pozorovaní a iné).

V tomto článku načrtneme pozadie HLM a zameriame sa na porovnanie PHV z rôznych modelov, t. j. so zahrnutím peer efektov a indexu ekonomického, sociálneho a kultúrneho statusu (ďalej ESCS). ESCS je určené na základe troch premenných týkajúcich sa rodinného zázemia: vyššieho vzdelania rodičov, vyššieho zamestnania rodičov a vybavenosti domácnosti. Peer efekt vo všeobecnosti je druhoúrovňová premenná zohľadňujúca interakcie medzi jednotlivými žiakmi v ekonomickej, vzdelávacej, sociálnej či psychologicknej oblasti. Vychádza z teórie, že schopnosti a zázemie ostatných spolužiakov majú výrazný vplyv na výkon žiaka v škole (napr. priemerná úroveň školy z teste, podiel dievčat a iné).

2. Dáta

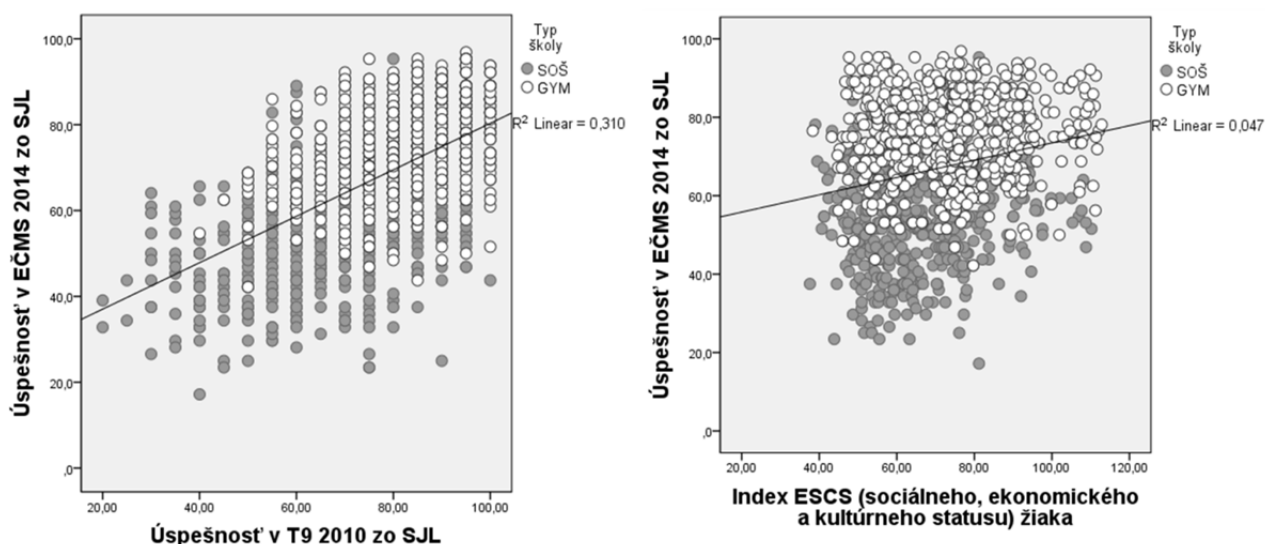
Pri modelovaní PHV boli použité výsledky celonárodných meraní zo slovenského jazyka a literatúry. Vstupným meraním je Testovanie 9 (ďalej T9), ktoré absolvovali žiaci na konci 9. ročníka v roku 2010 a výstupné meranie, EČMS, realizované po ukončení strednej školy v roku 2014. ESCS bol vypočítaný z dát zozbieraných v rámci projektu HKV¹ od mája 2011 do januára 2012. Výber² pozostáva z 1 277 intaktných žiakov z 13 gymnázií (ďalej GYM) a 11 ostatných stredných škôl (ďalej SOŠ). Počet žiakov na škole je v rozmedzí 19 až 141. V tabuľke 1 a 2 je prehľad štatistických charakteristík úspešností žiakov v testoch a ESCS, na obrázku 1 závislosť medzi výsledkami EČMS a T9, EČMS a ESCS.

Tab. 1: Štatistické charakteristiky úspešnosti žiakov v T9 2010 a EČMS 2014 zo SJL a indexu ESCS

test	N	min.	max.	priemer	s.d.	variačný koeficient
T9 2010	1277	20.00	100.00	75.24	15.43	0.21
EČMS 2014	1277	17.20	96.90	66.93	15.01	0.22
ESCS	1277	37.58	112.83	70.32	14.77	0.21

Tab. 2: Štatistické charakteristiky úspešnosti žiakov v T9 2010 a EČMS 2014 zo SJL, indexu ESCS a podielu dievčat v triede agregované na školu

test	N	min.	max.	priemer	s.d.	variačný koeficient
mT9 2010	24	58.28	88.59	75.67	7.87	0.10
mEČMS 2014	24	48.26	84.68	67.95	10.32	0.15
mESCS	24	63.89	78.72	70.86	5.35	0.08
podiel dievčat	24	0.04	0.98	0.54	0.25	0.46



Obr. 1: Vzťah medzi výsledkami EČMS a T9, EČMS a ESCS

¹ projekt Hodnotenie kvality vzdelávania na základných a stredných školách v SR v kontexte prebiehajúcej obsahovej reformy vzdelávania (ITMS kód Projektu: 26110130309)

² vo výbere sú zahrnutí žiaci zo všetkých krajov

3. Metodológia

Vnútrotriedny korelačný koeficient (angl. intra-class correlation coefficient = ICC) je jedným z rozhodovacích kritérií použitia HLM. Rozptyl závislej premennej sa rozloží na rozptyl σ_r , ktorý súvisí s rozdielmi na úrovni jednotlivcov (žiaci) a rozptyl σ_u , ktorý je spôsobený rozdielmi na úrovni vyšších celkov (škola). ICC udáva koľko z celkového rozptylu pripadá na rozdiely medzi vyššími úrovňami:

$$ICC = \frac{\sigma_u}{\sigma_u + \sigma_r}.$$

Výpočet ICC slúži na testovanie hypotézy: *Rozptyl na príslušnej úrovni je v celej populácii nulový*. Ak nulovú hypotézu zamietneme, má zmysel pracovať s HLM [6].

Princíp odhadu PHV objasníme na základnom a najjednoduchšom hierarchickom modeli, tzv. nultom modeli (angl. unconditional model), ktorý môžeme zapísať nasledovne:

$$\begin{aligned} \text{Úroveň -1} \quad E\check{C}MS_{ij} &= \beta_{0j} + r_{ij} \\ \text{Úroveň -2} \quad \beta_{0j} &= \gamma_{00} + u_{0j} \end{aligned} \quad (1)$$

$E\check{C}MS_{ij}$ označuje závislú premennú vyjadrujúcu úspešnosť i -teho žiaka z j -tej školy v EČMS v roku 2014, β_{0j} a γ_{00} sú parametre na prvej resp. druhej úrovni, r_{ij} a u_{0j} označujú rezíduá na prvej a druhej úrovni. Parameter γ_{00} na druhej úrovni je fixný a teda spoločný pre všetkých žiakov, parameter β_{0j} je náhodný a jednotlivé školy sa odlišujú práve v jeho hodnote. Náhodnosť β_{0j} je spôsobená rezíduami 2. úrovne, u_{0j} , ktoré nazývame **pridaná hodnota** školy.

Aby modelovanie PHV bolo korektné, musia byť splnené predpoklady. Týkajú sa nezávislosti a normality rezíduí na 1. a 2. úrovni a nekorelovanosti rezíduí a prediktorov.³

Od nultého modelu sme pridaním ďalších premenných prešli k modelu (2):

$$\begin{aligned} \text{Úroveň -1} \quad E\check{C}MS_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j} * POHLAVIE_{ij} + \beta_{2j} * T9_{ij} + r_{ij} \\ \text{Úroveň -2} \quad \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01} * GYM_j + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} \\ \beta_{2j} &= \gamma_{20} \end{aligned} \quad (2)$$

$POHLAVIE_{ij}$ vstupuje do modelu ako dummy premenná na prvej úrovni nadobúdajúca hodnotu 0 pre chlapcov a hodnotu 1 pre dievčatá. $T9_{ij}$ označuje úspešnosť žiaka v T9 v roku 2010, GYM_j je dummy premenná na druhej úrovni nadobúdajúca hodnotu 0 pre stredné odborné školy a hodnotu 1 pre gymnáziá.

Pridaním nových kontextuálnych premenných do modelu (2) dostávame model (3):

$$\begin{aligned} \text{Úroveň -1} \quad E\check{C}MS_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j} * POHLAVIE_{ij} + \beta_{2j} * T9_{ij} + r_{ij} \\ \text{Úroveň -2} \quad \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01} * GYM_j + \gamma_{02} * PEER_T9_j + \\ &+ \gamma_{03} * PEER_POHLAVIE_j + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} \end{aligned}$$

³ vysvetlenie a testovanie predpokladov je nad rámec tohto článku, detailnejší rozbor predpokladov nájde čitateľ v [2]

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} \quad (3)$$

$PEER_POHLAVIE_j$ je premenná na druhej úrovni vyjadrujúca relatívny počet dievčat na škole a premenná $PEER_T9_j$ na druhej úrovni vyjadruje priemernú úspešnosť žiakov danej školy v T9.

Zahrnutím ESCS do modelu (3) dostaneme konečný model (4):

$$\begin{aligned} \text{Úroveň -1} \quad E\check{C}MS_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j} * POHLAVIE_{ij} + \beta_{2j} * T9_{ij} + \beta_{3j} ESCS_{ij} + r_{ij} \\ \text{Úroveň -2} \quad \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01} * GYM_j + \gamma_{02} * PEER_T9_j + \\ &\quad + \gamma_{03} * PEER_POHLAVIE_j + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} \\ \beta_{2j} &= \gamma_{20} \\ \beta_{3j} &= \gamma_{30} \end{aligned} \quad (4)$$

$ESCS_{ij}$ ako regresor na prvej úrovni predstavuje index ESCS daného žiaka.

4. Výsledky

Hodnoty odhadov fixných parametrov a niektorých ďalších charakteristík sú uvedené v tabuľke (3) a (4).⁴

Tab. 3: Porovnanie parametrov na prvej úrovni pre modely (2), (3) a (4).

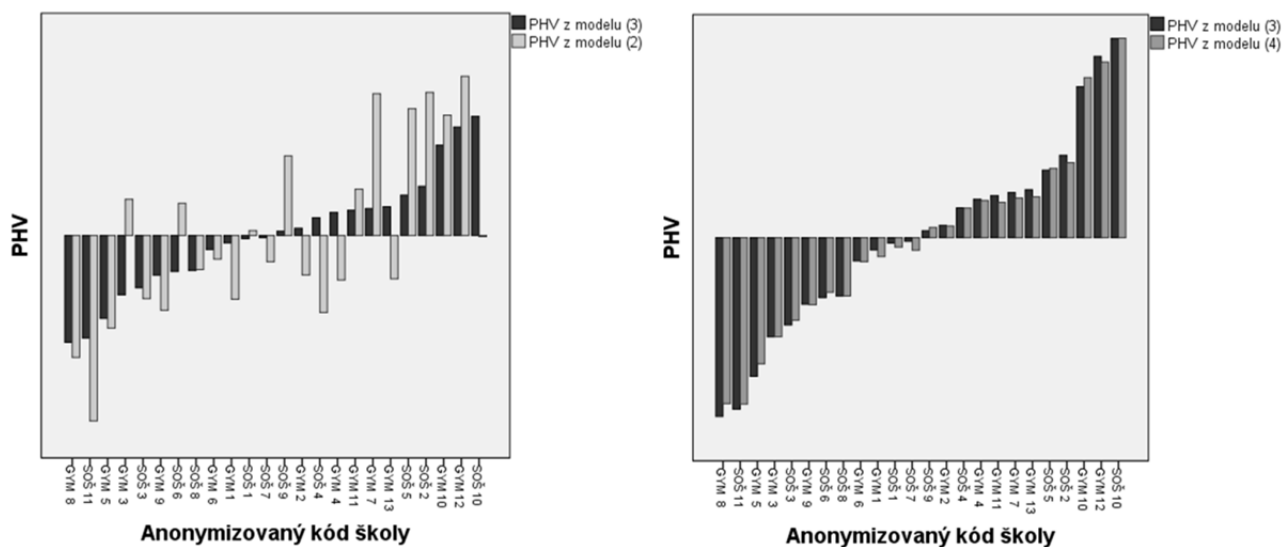
	Model 2			Model 3			Model 4		
	Coeff.	s.e.	p-value	Coeff.	s.e.	p-value	Coeff.	s.e.	p-value
γ_{00}	57.484	1.570	<0.001	63.184	1.755	<0.001	63.178	1.721	<0.001
γ_{01}	17.208	2.098	<0.001	6.834	2.845	0.026	6.680	2.789	0.027
γ_{02}	-	-	-	0.707	0.182	<0.001	0.699	0.178	<0.001
γ_{03}	-	-	-	8.079	3.417	0.028	7.981	3.352	0.027
γ_{10}	2.124	0.627	<0.001	1.973	0.633	0.002	2.010	0.635	<0.001
γ_{20}	0.314	0.020	<0.001	0.314	0.020	<0.001	0.312	0.020	<0.001
γ_{30}	-	-	-	-	-	-	0.046	0.020	0.020

Tab. 4: Porovnanie variancií rezíduí na prvej a druhej úrovni, medzitriednej korelácie, Akaikeho (AIC) a Bayesovského (BIC) informačného kritéria⁵ pre modely (2), (3) a (4).

	Model 2	Model 3	Model 4
Var (u_0)	23.924	11.931	11.381
Var (r)	94.663	94.644	94.372
ICC	0.202	0.112	0.108
AIC	9494.185	9475.717	9478.158
BIC	9518.782	9500.307	9502.745

⁴ premenná $T9_{ij}$ je **group-mean** centrovaná, t. j. $T9_{ij} - T9_j$ ($T9_j$ = priemer žiakov danej školy v T9), premenné $PEER_T9_{ij}$, $PEER_POHLAVIE_{ij}$ a $ESCS_{ij}$ sú **grand-mean** centrované, t.j. od danej premennej je odpočítaný celkový priemer za všetkých žiakov (1.úroveň), resp. škôl (2.úroveň)

⁵ výpočet informačných kritérií nájde čitateľ v [3]



Obr.2: Porovnanie PHV z modelov (2) a (3), PHV z modelov (3) a (4)

Pridanie regresorov PEER_POHLAVIE a PEER_T9 sa prejavilo zmenou hodnôt odhadnutých parametrov (viď Tab. 3 model (2) a (3)), ako aj zlepšením viacerých ukazovateľov. Ako vidieť v Tab. 4, pridanie oboch premenných viedlo k značnému zníženiu vnútrotriedneho korelačného koeficientu (z pôvodnej hodnoty 0,202 na hodnotu 0,112) ako aj zníženiu obidvoch informačných kritérií. Taktiež na obrázku 2 (vľavo) vidíme, že pridanie týchto premenných sa prejaví vo výrazných zmenách odhadov PHV. Naznačuje to veľký vplyv daných kontextuálnych premenných na odhad PHV školy a zároveň indikuje nutnosť zahrnúť ich do modelu PHV.

Premenná ESCS na prvej úrovni sa však nejaví byť významným regresorom. Ako možno vidieť v Tabuľke 3, síce sa potvrdila jej signifikancia ($p\text{-value} = 0,020$), avšak hodnota príslušného parametra je veľmi nízka. Navyše sa pridanie ESCS výrazne neprejavilo v zmenách hodnôt ostatných parametrov. Taktiež môžeme vidieť iba malé zníženie nevysvetlenej variability a dokonca mierne zvýšenie hodnôt informačných kritérií ako ukazuje Tabuľka 4.

Na obrázku 2 (vpravo) je zrejماً veľká podobnosť v odhadoch PHV pre modely (3) a (4), čo tiež nasvedčuje, že premenná ESCS sa nejaví byť vhodný regresor a nevplyva výrazne na odhad PHV. Ďalšou evidenciou pre tento fakt môže byť tiež nízka závislosť medzi ESCS žiaka a jeho úspešnosťou v EČMS (viď Obrázok 1).

5. Záver

Modelovanie PHV prináša možnosť poskytovať školám spätnú väzbu o kvalite ich vzdelávania v slovenskom jazyku a literatúre v porovnaní s inými školami a tiež môže byť objektívnejším kritériom pre autoevalváciu školy.

V tomto článku sme predstavili štyri modely PHV. Najjednoduchší, tzv. nultý model slúži na posúdenie vhodnosti HLM. Pridávaním premenných na 1. a 2. úrovni sa zvyšuje kvalita modelu. Výsledky modelovania preukázali výrazný vplyv premenných PEER_POHLAVIE a PEER_T9 na odhad pridanej hodnoty školy.

Výsledky výskumu však nepotvrdili relevantný vplyv ekonomického, sociálneho a kultúrneho statusu žiaka na jeho výkon, čím sa zároveň jeho zohľadnenie v modelovaní pridanej hodnoty ukázalo byť redundantné.

6. Literatúra

- [1] ALKHARUSI, H., 2011. Hierarchical Linear Models: Applications in Educational Assessment Research. In: *Educational Research Journal*, roč. 26, č. 1, s. 43. Dostupné na internete: http://hkier.fed.cuhk.edu.hk/journal/wp-content/uploads/2011/10/erj_v26n1_41-69.pdf.
- [2] BRYK, A. S.- RAUDENBUSH, S. W., 2002. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods* (2nd ed.), Thousand Oaks, CA: Sage.
- [3] GALECKI, A. T.- WELCH, K. B.- WEST, B. T., 2015. *Linear Mixed Models: A Practical Guide Using Statistical Software* (2nd ed.), Boca Raton, FL: CRC Press.
- [4] KUDÁČSEKOVÁ, M.- JUŠČÁKOVÁ, Z. 2012. Správa zo štatistického spracovania dotazníka ekonomického, sociálneho a kultúrneho statusu žiaka, Aktivita 4.1 – „Indikátory kvality vzdelávania v hodnotení škôl“. *Interný dokument*. Bratislava: NÚCEM. Dostupné na internete: http://www.nucem.sk/sk/projekt_esf/project/13#757.
- [5] OECD. 2008. *Measuring improvements in Learning Outcomes: Best Practices to Assess the Value – Added of Schools*. Paris: OECD.
- [6] SOUKUP, P. 2006. Proč užívat hierarchické lineární modely? In: *Sociologický časopis*, roč. 42, č. 5, str. 987 – 1012. Dostupné na internete: <http://sreview.soc.cas.cz/cs/issue/24-sociologicky-casopis-czech-sociological-review-5-2006/369>.

Článok vznikol s podporou ESF projektu „Zvyšovanie kvality vzdelávania na základných a stredných školách s využitím elektronického testovania“ (ITMS kód: 26110130546 a 26140130030).

Adresa autorov:

Lukáš Piš, Mgr.
Národný ústav certifikovaných
meraní vzdelávania
Žehrianska 9, 851 07 Bratislava
pracovisko:
Röntgenova 26, 851 01 Bratislava
lukas.pis@nucem.sk

Jana Trajová, Mgr.
Národný ústav certifikovaných
meraní vzdelávania
Žehrianska 9, 851 07 Bratislava
pracovisko:
Röntgenova 26, 851 01 Bratislava
jana.trajova@nucem.sk

Kaclík Pavol, Ing.
Národný ústav certifikovaných
meraní vzdelávania
Žehrianska 9, 851 07 Bratislava
pracovisko:
Röntgenova 26, 851 01 Bratislava
pavol.kalik@nucem.sk

Kolková Mária, RNDr., PhD.
Národný ústav certifikovaných
meraní vzdelávania
Žehrianska 9, 851 07 Bratislava
pracovisko:
Röntgenova 26, 851 01 Bratislava
maria.kolkova@nucem.sk

Vývoj mortality v Slovenskej republike Development of mortality in the Slovak Republic

Zuzana Poláková, Peter Obtulovič

Abstrakt: V predkladanom príspevku bude venovaná pozornosť popisu vývoja úmrtnosti v Slovenskej republike za obdobie rokov 1996 až 2013, v rámci predikcie očakávaného vývoja úmrtnosti za obdobie rokov 1950 až 2013. Súčasťou analýzy bude identifikácia dojčenskej úmrtnosti v SR ako celku, tiež v krajoch SR.

Abstract: In the present contribution will be paid attention to the description of trends in mortality in the Slovak Republic for the period 1996-2013, the prediction of the expected trends in mortality over the period 1950 to 2013. The analysis will be the identification of infant mortality in the Slovak Republic, also in regions of Slovakia.

Kľúčové slová: populácia, úmrtnosť, dojčenská úmrtnosť, prognóza.

Key words: population, mortality, infant mortality, prognosis.

JEL classification: J11

1. Úvod

Sledovanie natality, mortality, priemernej dĺžky života a ďalších demografických charakteristík populácie je nevyhnutné pre identifikáciu reprodukcie populácie a následné prognózy ďalšieho vývoja. Tie majú nenahraditeľné miesto pri rozhodovaní a riadení rozvoja či už na regionálnej, alebo celoštátnej úrovni.

Demografický vývoj predstavuje relatívne ucelený proces reprodukcie obyvateľstva. Jedná sa o striedanie generácií zomretých generáciami narodených. V súčasnosti sa najmä v Európe proces reprodukcie spomaľuje.

2. Literárny prehľad

Pri analýze demografických údajov nás nezaujíma život jednotlivca, ale celej populácie. Demografická analýza je podľa Kalibovej, Pavlíka a Vodákovej (2009) definovaná ako rozbor zložiek demografickej reprodukcie. Stanovuje charakteristické znaky demografických udalostí a pozoruje ich premenlivosť v čase, alebo na danom území.

Demografia je veda tvorená viacerými procesmi. Za hlavné populačné procesy prirodzeného pohybu obyvateľstva považuje Kľufová, Poláková (2010) pôrodnosť a úmrtnosť, ktoré priamo vstupujú do bilancie pohybu obyvateľstva. Podľa ich vzťahu hovoríme o prirodzenom prírastku a úbytku obyvateľstva.

Úmrtie je prvou udalosťou, ktorou sa demografia začala zaoberať. Nezaujímal sa o individuálne zvláštnosti úmrtia, ale o úmrtie ako hromadný jav, ako o proces vymierania určitej populácie.

Mortalita podľa Höpflinger (1997) označuje na makrosociálnej úrovni demografické procesy, ktorým na mikrosociálnej úrovni zodpovedá demografická udalosť „smrť“. Autor ďalej upozorňuje, že aj keď je smrť udalosťou, ktorú primárne ovplyvňujú geneticko-biologické faktory, nemôžeme úplne vynechať ani faktory sociálne, ako sú napríklad socioekonomické prostredie života, či individuálny životný štýl konkrétneho jednotlivca. Z genetického hľadiska je maximálna dĺžka života človeka biologicky determinovaná na približne 120 – 125 let.

Napriek stabilizácii úmrtnosti za posledných 20 rokov sa nedarí ďalej ju znižovať. Navyše nie všetky skupiny obyvateľstva vykazujú rovnako priaznivé smerovanie. Rozdiel je hlavne medzi úmrtnosťou mužov a žien.

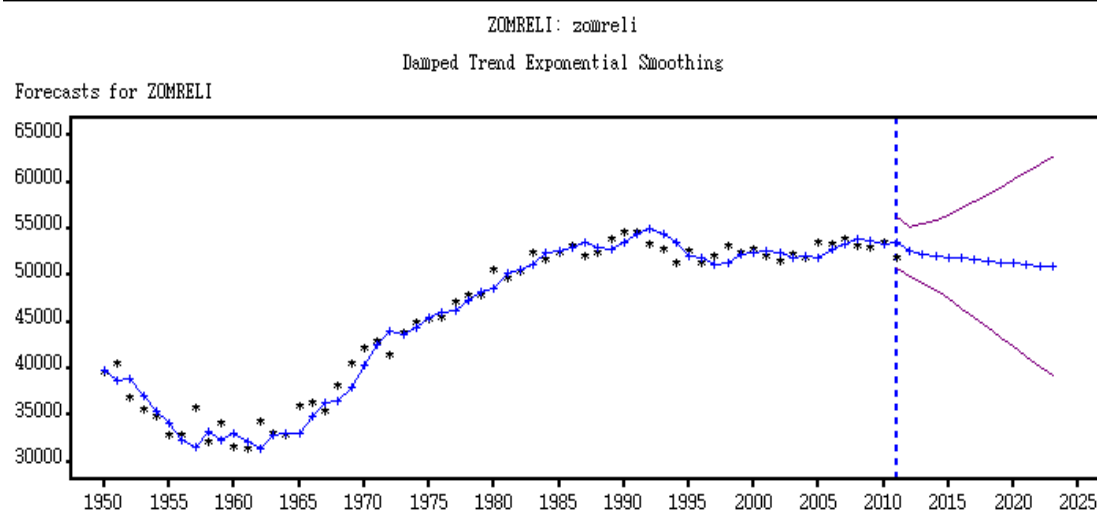
3. Metodika a zdroje údajov

Analyzované údaje boli získané zo štatistického úradu SR (Výskumné demografické centrum). Na analýzu vývoja mortality minulých období ako aj aktuálneho stavu bola použitá metóda analýzy časových radov a indexy. Výsledky boli spracované pomocou programu MS Excel a softwaru SAS.

4. Diskusia

Počet obyvateľov na Slovensku má za posledné obdobie (od roku 2001) mierne rastúcu tendenciu. Ženská zložka má v zložení populácie väčší podiel ako mužská, podiel pohlaví je v pomere 51:49 v prospech žien. Hoci populácia Slovenska mierne rastie, nemôžeme takýto vývoj považovať za pozitívny. Pozitívom by bolo, keby úhrnná fertilita bola aspoň 2,1.

Na skúmanie vývoja úmrtnosti od roku 1950 a následnú predikciu budúceho vývoja bol použitý software SAS. Na zhodnotenie kvality modelu slúžia absolútne alebo relatívne miery presnosti. Najpoužívanější charakteristikou je MAPE – priemerná absolútna percentuálna chyba. Táto by vo vhodnom modeli nemala prekročiť hodnotu 5 % (v našom prípade = 2,469).



**Obr. 1: Vývoj počtu zomretých na Slovensku v rokoch 1950-2011,
Zdroj: VDC, vlastné výpočty**

Pri analýze časového radu sme z množstva ponúkaných modelov vybrali model exponenciálneho vyhladenia s tlmeným trendom (obr. 1). Zvolený bol na základe najnižšej hodnoty priemernej absolútnej percentuálnej chyby.

Prvá časť časového radu na obrázku 1 znázorňuje vývoj počtu zomretých na Slovensku v rokoch 1950-2013. Od začiatku sledovaného obdobia do roku 1956 sa počet zomretých medziročne znižoval. V priebehu nasledujúcich rokov bol vývoj úmrtnosti kolísavý a od roku 1965 nastal stúpajúci trend. Pomerne ustálený stav vývoja mortality pozorujeme od roku 1985. V nasledujúcom prognózovanom období sledujeme veľmi mierny pokles.

Tabuľka 1 zobrazuje vývoj počtu zomretých za jednotlivé kraje SR. Vývoj mortality je v krajoch pomerne konštantný. Taktiež podiel zomretých v krajoch na celkovej úmrtnosti v krajine korešponduje s podielom žijúceho obyvateľstva v danom kraji.

Tab. 1: Počet zomretých za kraje SR v rokoch 1996-2013

rok	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE	spolu
1996	5 700	5 368	5 707	7 875	5 899	7 288	6 325	7 094	51 236
1997	5 662	5 418	5 828	8 011	6 139	7 233	6 535	7 298	52 124
1998	5 745	5 501	5 963	8 195	6 235	7 607	6 594	7 316	53 156
1999	5 671	5 556	5 697	8 108	6 370	7 276	6 535	7 189	52 402
2000	5 839	5 538	5 757	8 051	6 348	7 300	6 544	7 347	52 274
2001	5 553	5 426	5 566	7 978	6 441	7 216	6 626	7 174	51 980
2002	5 524	5 480	5 689	7 757	6 247	7 060	6 488	7 287	51 532
2003	5 700	5 425	5 859	7 834	6 318	7 046	6 666	7 382	52 230
2004	5 663	5 537	5 716	7 577	6 399	7 064	6 481	7 415	51 852
2005	5 920	5 460	6 044	7 941	6 628	7 300	6 795	7 387	53 475
2006	5 853	5 604	5 875	7 992	6 623	7 158	6 813	7 383	53 301
2007	5 771	5 635	6 074	8 059	6 666	7 230	6 884	7 537	53 856
2008	5 792	5 468	5 880	8 062	6 800	7 019	6 760	7 383	53 164
2009	5 743	5 511	6 003	7 898	6 650	6 987	6 730	7 391	52 913
2010	5 957	5 608	5 833	7 840	6 585	7 206	6 894	7 522	53 445
2011	5 718	5 512	5 751	7 574	6 345	6 884	6 747	7 372	51 903
2012	5 747	5 443	5 771	7 687	6 469	7 008	6 863	7 449	52 437
2013	5 907	5 494	5 680	7 543	6 555	6 812	6 772	7 326	52 089

Zdroj: VDC, vlastná práca

Dojčenská úmrtnosť

Syndróm náhleho úmrtia dojčiat patrí k závažným problémom, ktorého sa obávajú všetky mamičky. Dodnes lekári ani vedci nevedia identifikovať príčinu tohto syndrómu. Medicínska veda však pokročila natoľko, že vo veľkej miere je možné podobným tragédiám predchádzať. To sa pozitívne prejavuje aj na štatistikách. Kým v roku 1996 bolo na Slovensku zaznamenaných 615 zomretých detí do jedného roka, v roku 2013 to bolo 301 dojčiat, čo činí pokles o viac ako 51%. V roku 1996 zomrelo najviac detí do 1 roka na východe krajiny. Košický aj Prešovský kraj zaznamenali niekoľkonásobne vyššie percento dojčenskej úmrtnosti ako ostatné kraje. Tento rozdiel je pravdepodobne spôsobený národnostným zložením (vysoký podiel rómskej populácie). Najmenej dojčiat zomrelo v roku 1996 v Trnavskom a Bratislavskom kraji, v oboch po 38 (tab. 2).

Do roku 2013 zaznamenali všetky kraje výrazné zlepšenie. Zníženie môžeme pozorovať v Bratislavskom kraji, ktorého podiel na celkovej dojčenskej úmrtnosti v krajine klesol zo 6,18% v roku 1996 na necelých 5% v roku 2013. Na týchto výsledkoch sa vo veľkej miere podieľa aj kvalitná zdravotná starostlivosť. Hneď za ním sa nachádza Trenčiansky kraj, ktorého podiel je 5,98%, čo predstavuje 18 úmrtí.

Tab. 2: Porovnanie dojčenskej úmrtnosti v rokoch 1996 a 2013 v krajoch SR

rok	1996		2013	
názov kraja	spolu	podiel z celkovej DÚ	spolu	% podiel k celkovej DÚ
BA	38	6,18%	15	4,98%
TT	38	6,18%	18	5,98%
TN	63	10,24%	20	6,64%

NR	50	8,13%	19	6,31%
ZA	89	14,47%	29	9,63%
BB	77	12,52%	28	9,30%
PO	127	20,65%	87	28,90%
KE	133	21,63%	85	28,24%
Spolu	615	100,00%	301	100,00%

Zdroj: VDC, vlastné výpočty

Najväčšia dojčenská úmrtnosť je naďalej na východe Slovenska, ale tam zaznamenávame značný nárast. V Košickom kraji stúpila dojčenská úmrtnosť do roku 2013 o 6,61 p.b. a v Prešovskom kraji o 8,25 p.b. Najvýraznejšie zlepšenie oproti predchádzajúcemu skúmanému obdobiu zaznamenal Žilinský kraj, kde v roku 2013 zomrelo o 4,84 p.b. detí do jedného roka menej ako v roku 1996.

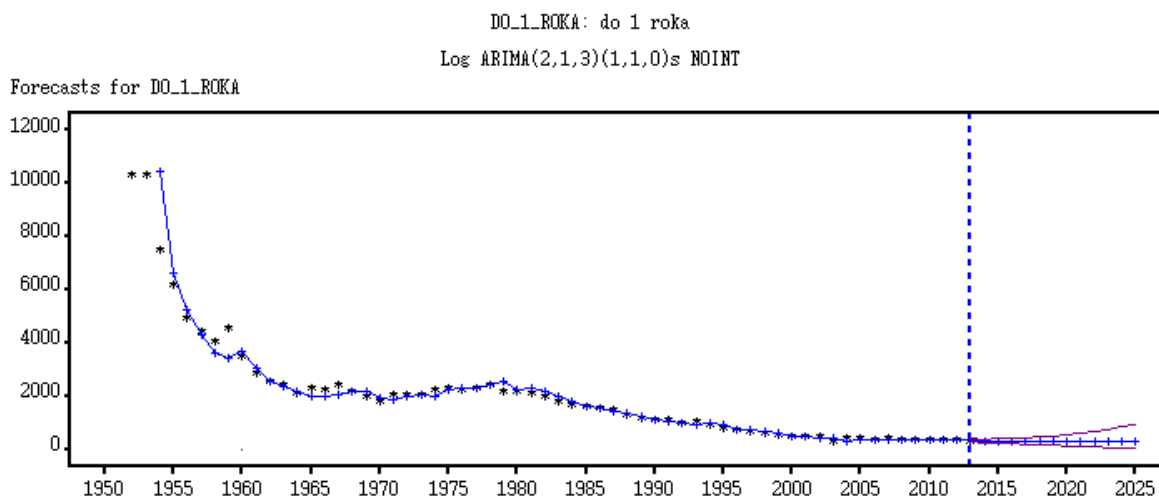
V rámci dojčenskej úmrtnosti môžeme samostatne vyčleniť skupinu novorodencov, t.j. deti do 28 dní. Práve prvých 28 dní po pôrode je z hľadiska úmrtnosti najkritickejších. Percento úmrtia týchto najmenších sa v rokoch 2000-2013 pohybovalo od 53,5% až po 66,1% z dojčenskej úmrtnosti. Tieto hodnoty v rámci skúmaných rokov kolíšu, nemôžeme teda jednoznačne tvrdiť, či podiel zomretých novorodencov na celkovom počte zomrelých dojčiat rastie alebo klesá. Môžeme ale konštatovať pozitívny vývoj v úmrtnosti do 28 dní v porovnaní rokov 1996 a 2013, kedy v Slovenskej republike klesla novorodenecká úmrtnosť o 57,11% (tab. 3). Najväčší pokles bol v Banskobystrickom kraji (90%) a v Žilinskom kraji (69,49%). Naopak najnižší pokles bol v Košickom kraji (36,47%) a v Prešovskom kraji (40,26%). Príčinou tohto skutkového stavu je pravdepodobne národnostné zloženie populácie, preto sa domnievame, že pozitívom je, že k poklesu úmrtnosti v týchto krajoch vôbec došlo. Po 28 dňoch sa dojčenská úmrtnosť postupne znižuje a s ňou aj pravdepodobnosť úmrtia bábätka.

Tab. 3: Úmrtnosť do 28 dní

kraj/rok	1996	2013	pokles o:
BA	27	11	59,26%
TT	28	9	67,86%
TN	45	16	64,44%
NR	34	18	47,06%
ZA	59	18	69,49%
BB	60	6	90,00%
PO	77	46	40,26%
KE	85	54	36,47%
Spolu	415	178	57,11%

Zdroj: VDC, vlastné výpočty

Na obrázku 2 prezentujeme zmeny v počte zomretých dojčiat od roku 1950 po súčasnosť. Od roku 1950 do 1965 môžeme pozorovať prudký pokles mortality dojčiat. Mierne zhoršenie (nárast) bolo zaznamenané do roku 1980. Od tohto obdobia sa situácia postupne zlepšovala a úmrtnosť dojčiat z roka na rok klesala na historicky najnižšie hodnoty. Za tieto výsledky vďačíme obrovskému pokroku vedy. Prognóza až do roku 2025 naznačuje ďalší pokles úmrtnosti.



Obr. 2: Vývoj a prognóza dojčenskej úmrtnosti v SR

Zdroj: VDC, vlastné výpočty

Časový rad bol analyzovaný prostredníctvom softwaru SAS. Z vygenerovaného množstva modelov sme za najvhodnejší zvolili logaritmický model Arima. Model vysvetľuje 91% zmien v chovaní závislej premennej (počet úmrtí dojčiat).

5. Záver

V príspevku bol hodnotený vývoj mortality v Slovenskej republike za obdobie rokov 1950 až 2013. Pozitívny vývoj bol preukázaný v oblasti úmrtnosti dojčiat a novorodencov, kde môžeme pozorovať výrazné zníženie úmrtnosti. V porovnaní so začiatkom druhej polovice minulého storočia počet zomretých dojčiat prudko klesol na takmer minimálne hodnoty a trend naznačuje ďalšie, aj keď už miernejšie poklesy. Na základe komparácie prognózovaných hodnôt a skutočnosti môžeme konštatovať, že skutočne dochádza k poklesu dojčenskej aj novorodeneckej úmrtnosti. Za dosiahnuté výsledky vďačíme najmä pokroku medicínskej vedy, pokroku v technológiách.

Literatúra

HÖPFLINGER, Francois. 1997. Bevölkerungssoziologie. Eine Einführung in bevölkerungssoziologische Ansätze und demographische Prozesse. Weinheim: Juventa Verlag.

KALIBOVÁ, K. – PAVLÍK, Z. – VODÁKOVÁ, A. 1993. Demografie (nejen) pro demografy. 3. vyd. Praha: Sociologické nakladatelství – SLON, 1993, s. 4-87, ISBN 80-901424-2-7.

KLUFOVÁ, R. - POLÁKOVÁ, Z. 2010. Demografické metody a analýzy: demografie české a slovenské populace. 1. Vyd. Praha : Wolters Kluwer ČR, 2010. 308 s., ISBN 978-80-7357-546-5.

Adresa autorov:

Zuzana Poláková, doc. Ing. PhD.
Katedra štatistiky a operačného výskumu,
FEM, SPU
Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra
zuzana.polakova@uniag.sk

Peter Obtulovič, doc. Ing. CSc.
Katedra štatistiky a operačného výskumu,
FEM, SPU
Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra
peter.obtulovic@uniag.sk

Analýza vplyvu typu strednej školy na výsledky štúdia matematiky na vysokej škole

Analysis of the impact of the type of secondary school the results of the study of mathematics at the university

Soňa Švecová, Janka Drábeková

Abstrakt: Niekedy majú učitelia vysokých škôl tendenciu porovnávať študentov na základe absolvovanej strednej školy. Naším výskumom chceme prispieť k odstráneniu tohto znevýhodňujúceho a subjektívneho fenoménu v očiach vysokoškolských pedagógov.

Kľúčové slová: výskum, typ školy, známka zo skúšky

1. Úvod

Každý rok sa dostanú na vysoké školy mnohí študenti, ktorí počas stredoškolského štúdia študujú úplne iné predmety ako je ich nasledovné zameranie. Jedným z takýchto predmetov je určite matematika. Na našu Fakultu ekonomiky a manažmentu prichádzajú študenti do prvých ročníkov z celého Slovenska, z rôznych typov škôl, hotelové akadémie, obchodné akadémie, stredné odborné školy, stredné priemyselné školy a samozrejme gymnáziá. Všetky školy podliehajú štátnemu vzdelávaciemu programu [1], v ktorom je presne vymedzený cieľ a obsah vzdelávania v jednotlivých predmetoch a najmä v matematike, ktorý je však iný pre gymnáziá [2] a iný pre štátne odborné školy [3]. Ak sa však študent rozhodne maturovať z matematiky, je úplne jedno z akej školy pochádza, cieľ a obsah vzdelávania je pre neho vytýčený v cieľových požiadavkách pre maturantov z matematiky. V našom výskume chceme na malej vzorke 151 študentov skúmať vplyv školy na ich výsledky dosiahnuté v prvom roku štúdia v zimnom semestri a zistiť aj vplyv maturity na tieto vedomosti.

2. Cieľ testovania

Testovaných bolo 151 študentov (23,8 % testovaných študentov tvorili chlapci a 76,2 % dievčatá, Tab. 1) v období prvého zimného semestra prvého roku štúdia v školskom roku 2014/2015. Každý študent písal skúškový test, ktorý pozostával z obsahovo rovnakých okruhov.

Tab. 1: Počet a percentuálny podiel študentov podľa pohlavia

		počet	%
Pohlavie	chlapci	36	23,8%
	dievčatá	115	76,2%
	Spolu	151	100,0%

V našej vzorke boli študenti z celého Slovenska, dokonca jeden zo zahraničia. Boli zastúpené jednotlivé kraje, najviac Nitriansky kraj (49,7 %) a Trnavský (17,9 %), z Bratislavského bol dokonca len jeden študent a Košického dvaja (Tab. 2). Nakoľko v našej vzorke študentov nebol relevantný počet maturujúcich z matematiky, nemalo zmysel zisťovať úspešnosť maturantov a nematurantov z matematiky vzhľadom na ich výsledky po prvom semestri absolvovania predmetu matematika (Tab. 2).

Tab. 2: Počet a percentuálny podiel študentov kraja a počtu študentov maturujúcich z matematiky

		Maturita z matematiky		Študenti	
		počet	%	počet	%
	Bratislavský	0	0%	1	0,7%
	Trnavský	0	0%	27	17,9%
	Trenčiansky	1	7%	9	5,9%
	Nitriansky	7	50%	75	49,7%
	Žilinský	1	7%	11	7,3%
	Banskobystrický	4	29%	19	12,6%
	Prešovský	0	0%	6	3,9%
	Košický	0	0%	2	1,3%
	Zahraničie	1	7%	1	0,7%
	Spolu	14	100,0%	151	100,0%

3. Spracovanie výsledkov výskumu

V našom výskume sme sa zamerali na vplyv typu strednej školy na výslednú známku z matematiky na konci zimného semestra v prvom roku štúdia premetu matematika. Hoci žiaci stredných odborných škôl a akadémií vychádzajú zo Štátneho vzdelávacieho programu ISCED 3C 64 pre matematiku [3], žiaci gymnázií vychádzajú zo Štátneho vzdelávacieho programu ISCED 3A pre matematiku [2], kde je neporovnateľne bohatšia obsahová náplň.

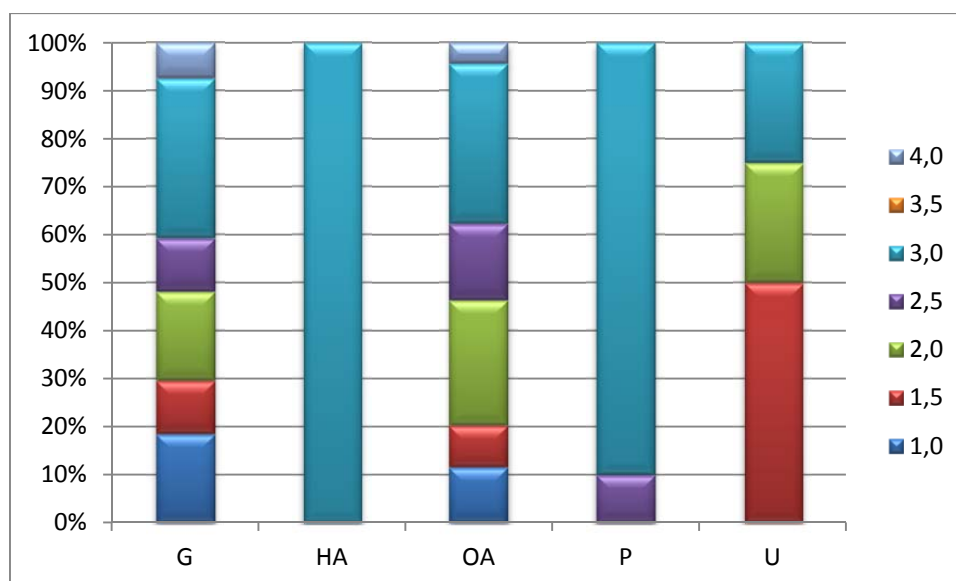
Testujeme hypotézu:

H_1 : Typ ukončenej strednej školy nesúvisí s výslednou známku zo skúšky v zimnom semestri z matematiky.

ktorá tvrdí, že typ ukončenej strednej školy študenta neovplyvňuje na úspešnosť výsledku skúšky v zimnom semestri z matematiky.

Na tvorbu obrázkov a výpočtov bol použitý MS Excel 2007 [4].

Skúmame vzťah známky na konci zimného semestra z predmetu matematika a jednotlivé typy škôl (Obr. 1). V tabuľke 3 uvádzame početnosti pre jednotlivé známky v závislosti od typu školy. Vysvetlenie jednotlivých známok: 1 – výborne (vynikajúce výsledky), 1,5 – veľmi dobre (nadpriemerné výsledky), 2 – dobre (priemerné výsledky), 2,5 – uspokojivo (prijateľné výsledky), 3 – dostatočne (výsledky spĺňajú minimálne kritériá), 4 – nedostatočne (vyžaduje sa ďalšia práca) a skratiek: G - gymnázia, HA – hotelové akadémie, OA - obchodné akadémie, P - stredná odborná škola, U - stredná priemyselná škola.



Obr. 1: Rozloženie známok v jednotlivých typoch škôl

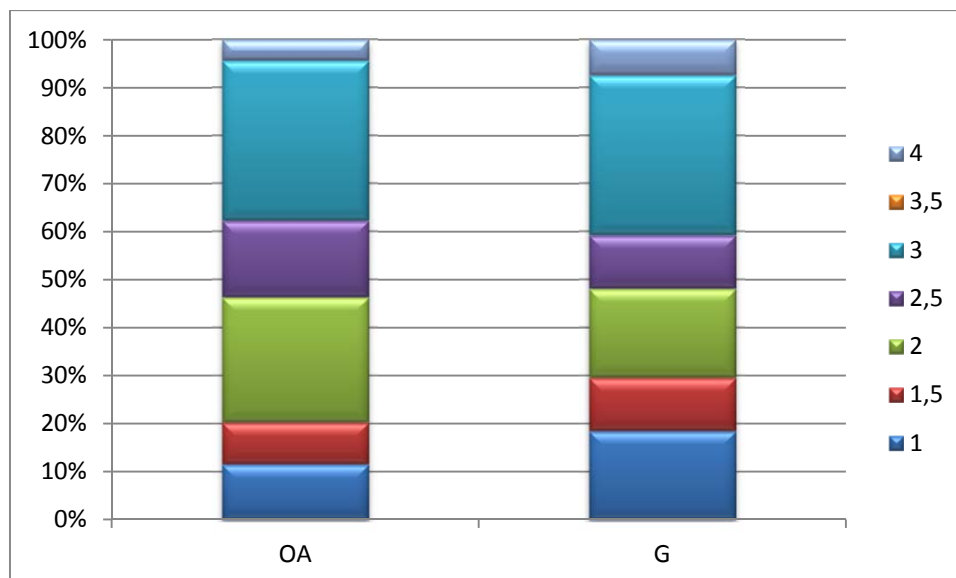
Tab. 3: Početnosti pre jednotlivé známky v závislosti od typu školy

		známka							Spolu
		1,0	1,5	2,0	2,5	3,0	3,5	4,0	
škola	G	5	3	5	3	9	0	2	27
	HA	0	0	0	0	3	0	0	3
	OA	8	6	18	11	23	0	3	69
	P	0	0	0	1	9	0	0	10
	U	0	2	1	0	1	0	0	4
Spolu		13	11	24	15	45	0	5	113

Ako je možné vidieť z grafu (Obr. 1) alebo z kontingenčnej tabuľky (Tab.3) nemá zmysel porovnávať resp. zisťovať vplyv typu školy na známku pre HA, P, U, pretože počet týchto študentov bolo celkovo len 17, pričom napríklad všetci z HA dosiahli známku 3 a takmer všetci z P dosiahli rovnako známku 3. Preto sme sa rozhodli za relevantné brať len dva typy škôl v našom výskume a to G a OA (Tab. 4) a zistiť ich vplyv na dosiahnutú známku (Obr. 2).

Tab. 4: Vybrané početnosti pre jednotlivé známky v závislosti od typu školy OA/G

		známka							Spolu
		1,00	1,50	2,00	2,50	3,00	3,5	4,00	
škola	G	5	3	5	3	9	0	2	27
	OA	8	6	18	11	23	0	3	69
Spolu		13	9	23	14	32	0	5	96



Obr. 2: Vplyv typu školy OA/G na dosiahnutú známku

Výsledky χ^2 testu nezávislosti **nepreukázali**, že dosiahnutá známka štatisticky významne závisí od faktora škola (OA/G) ($\chi^2 = 1,931$, p – hodnota = 0,859). Môžeme teda prijať hypotézu stanovenú na začiatku výskumu, že typ absolvovanej strednej školy nesúvisí so známkom dosiahnutou na konci zimného semestra v prvom roku štúdia z matematiky.

4. Záver

Naším výskumom sme chceli potvrdiť, že výsledná známka zo skúšky z matematiky v prvom roku štúdia nesúvisí s typom absolvovanej strednej školy, napriek tomu, že tieto rôzne stredné školy sa riadia podľa rôznych Štátnych vzdelávacích programov a jednotou v celom prepojení vedomostí z matematiky by mala byť maturita, čo sa nám však pre malú vzorku študentov, ktorí maturovali z matematiky nepodarilo preukázať. Na základe overených zistení v grafoch a tabuľkách sa nám podarilo ukázať, že výsledná známka štatisticky významne nezávisí od typu školy. Určite by bolo zaujímavé zväčšiť vzorku študentov na všetkých prijatých uchádzačov na Fakulte ekonomiky a mažmentu a skúmať napríklad aj absolvovanie predmetu ekonómia, či závisí signifikantne od typu absolvovanej strednej školy.

Literatúra

- [1] Štátny pedagogický ústav [online]: Dostupné z: <http://www.statpedu.sk/sk/Statny-vzdelavaci-program.alej>
- [2] Štátny vzdelávací program ISCED 3A [online]: Dostupné z: <http://www.statpedu.sk/sk/Statny-vzdelavaci-program/Statny-vzdelavaci-program-pre-gymnaziaISCED-3a/Matematika-a-praca-s-informaciami.alej>
- [3] Štátny inštitút odborného vzdelávania [online]: Dostupné z: <http://www.siov.sk/statne-vzdelavacie-programy-isced-3c/10612s>
- [4] JUREČKOVÁ, M. – MOLNÁROVÁ, I. 2005. Štatistika s excelom. ISBN 80-8040-257-

Adresa autorov:

Soňa Švecová, PaedDr., PhD.
Katedra matematiky FEM SPU
Tr. A. Hlinku 2
949 76 Nitra
sona.svecova@uniag.sk

Janka Drábeková, PaedDr., PhD.
Katedra matematiky FEM SPU
Tr. A. Hlinku 2
949 76 Nitra
janka.drabekova@uniag.sk

**Závislosť medzi mierou pozornosti venovanej predvolebnej kampani
a volenou stranou v parlamentných voľbách**
**Relationship between the degree of attention paid to election campaign and
elected party in parliamentary elections**

Peter Szabo

Abstract: In this paper we analyze data from research CSES Slovakia in 2010, while watching the dependence of voting behavior and the degree of attention to the election campaign. We apply methods of statistical hypothesis testing using the χ^2 – test of independence and a signed scheme.

Abstrakt: V príspevku analyzujeme dáta z výskumu CSES Slovensko 2010, pričom sledujeme závislosť voličského správania a miery pozornosti venovanej predvolebnej kampani. Používame pritom metódy testovania štatistických hypotéz pomocou χ^2 – testu nezávislosti a znamienkovú schému.

Key words: parliamentary elections in 2010, elected party election campaign, sign scheme.

Kľúčové slová: parlamentné voľby 2010, volená strana, predvolebná kampaň, znamienková schéma.

1. Úvod

Závislosť dvoch kvalitatívnych znakov vyhodnocujeme tak, že pomocou vhodného štatistického testu (napr. χ^2 – test pre kontingenčnú tabuľku) overíme, či medzi pozorovanými znakmi existuje štatisticky významná závislosť. Znamienková schéma umožňuje konkrétne určiť, v ktorých častiach kontingenčnej tabuľky sa prejavuje závislosť alebo nezávislosť kvalitatívnych znakov.

Uvedené štatistické metódy budeme ilustrovať na dátach z výskumu Voličské správanie na Slovensku. Autormi výskumu sú Inštitút pre verejné otázky, Sociologický ústav Slovenskej akadémie vied a Katedra sociológie Filozofickej fakulty Univerzity Komenského v Bratislave. Dáta boli zbierané v júni a v júli v roku 2010. Výber vzorky z populácie bol realizovaný stratifikovaným viacstupňovým pravdepodobnostným výberom. Výberový súbor (vzorka) má rozsah 1 203 jednotlivcov. Otázky v dotazníku sa týkali niektorých aspektov voličského správania, faktorov prednostného hlasovania a zisťovania hodnotovej orientácie obyvateľov Slovenska (CSES Slovensko, 2010). Problematika vyhodnocovania dát z dotazníkov je detailne opísaná napr. v publikácii Analýza dotazníkových údajov (Chajdiak, 2013). V príspevku budeme sledovať závislosť medzi voličským správaním a mierou sledovania predvolebnej kampane v parlamentných voľbách v roku 2010. Na analýzu použijeme program SPSS.

2. Miera pozornosti voliča venovaná predvolebnej kampani a volená strana

Najskôr sa pozrieme na rozdelenie početností odpovedí na otázku, ako pozorne respondent sledoval volebnú kampaň k parlamentným voľbám 2010. Respondent mal na výber 4 možnosti – veľmi pozorne, pozorne, nie veľmi pozorne, vôbec som ju nesledoval/a. Jednotlivé možnosti môžeme zoradiť podľa intenzity, preto pozorovaný znak – miera pozornosti venovanej kampani, je kvalitatívna ordinálna premenná. Zaznamenávané boli aj prípady, kedy respondent nevedel odpovedať alebo odmietol odpovedať – ide o tzv. chýbajúce hodnoty, ktoré budú z ďalších analýz vylúčené. Ide o odpovede 1,8 % respondentov. Z respondentov, ktorí uviedli jednu zo štyroch možností, uviedlo 7,7 %

respondentov, že kampaň sledovali veľmi pozorne, 31,8 % respondentov sledovalo kampaň pozorne, 32,7 % nie príliš pozorne a 27,9 % respondentov predvolebné kampane vôbec nesledovalo.

Druhým pozorovaným znakom je volená politická strana. Respondent mohol uviesť jednu z 18 politických strán, ktoré kandidovali vo voľbách do parlamentu. Konkrétnu politickú stranu uviedlo 72,7 % respondentov. 5,4 % respondentov neodpovedalo alebo odmietlo odpovedať na položenú otázku. 21,9 % respondentov uviedlo, že nevolili nikoho. Z respondentov, ktorí uviedli konkrétnu politickú stranu, volilo 44,1 % SMER-SD, 16,9 % SDKÚ-DS, 10,4 % KDH, 9,6 % MOST-HÍD, 8,2 % SAS, každú zo zvyšných politických strán volilo menej ako 3 % respondentov (spolu 8,3 %). Z ďalších analýz vylúčime tých respondentov, ktorí odmietli odpovedať a neodpovedali na otázku, koho volili v parlamentných voľbách. Z hľadiska pozornosti venovanej kampani pred parlamentnými voľbami nás môžu zaujímať tí, ktorí nešli voliť. Keďže až 13 politických strán uviedlo menej ako 3 % respondentov a tieto strany sa vzhľadom na nedostatočný počet voličov vo voľbách nedostali do parlamentu tým, že nezískali potrebných 5 % hlasov, tieto politické strany zhrnieme v ďalších analýzach do jednej skupiny, ktorú označíme „< 5 %“. Týmto spôsobom sme získali nasledovné kategórie voličov: voliči KDH, voliči MOST-HÍD, voliči SAS, voliči SDKÚ-DS, voliči SMER-SD, voliči strán, ktoré získali vo voľbách menej ako 5 % hlasov, a nevoliči.

3. Analýza závislosti medzi pozornosťou venovanou kampani a volenou politickou stranou

Pri analýze vzťahu medzi volenou politickou stranou a intenzitou pozornosti venovanej predvolebnej kampani vstupujú do analýzy údaje od 1116 respondentov, čo je 92,8 % z celkového počtu oslovených respondentov. V tabuľke 1 je uvedená kontingenčná tabuľka s absolútnymi početnosťami a s riadkovými percentami. Percentá v každej bunke vyjadrujú, aká časť voličov danej politickej strany sledovala kampaň na konkrétnej úrovni pozornosti. Z voličov KDH veľmi pozorne sledovalo kampaň 10,2 %, pozorne 31,8 %, nie veľmi pozorne tiež 31,8 % a vôbec nesledovalo kampaň 26,1 % voličov KDH. Z voličov strany MOST-HÍD veľmi pozorne sledovalo kampaň 15,5 %, pozorne 35,7 %, nie veľmi pozorne 28,6 % a vôbec nesledovalo kampaň 20,2 % voličov strany MOST-HÍD. Z voličov strany SAS veľmi pozorne sledovalo kampaň 8,6 %, pozorne 40 %, nie veľmi pozorne 44,3 % a vôbec nesledovalo kampaň 7,1 % voličov strany SAS. Z voličov strany SDKÚ-DS veľmi pozorne sledovalo kampaň 12,8 %, pozorne 41,2 %, nie veľmi pozorne 29,1 % a vôbec nesledovalo kampaň 16,9 % voličov strany SDKÚ-DS. Z voličov strany SMER-SD veľmi pozorne sledovalo kampaň 9 %, pozorne 41,3 %, nie veľmi pozorne 31,5 % a vôbec nesledovalo kampaň 18,3 % voličov strany SMER-SD. Z voličov strán, ktoré nezískali 5 % hlasov potrebných na vstup do parlamentu, veľmi pozorne sledovalo kampaň 7,6 %, pozorne 30,4 %, nie veľmi pozorne 33,7 % a vôbec nesledovalo kampaň 27,8 %. Nakoniec, veľmi pozorne sledovalo predvolebnú kampaň 0,8 % nevoličov, 10,2 % nevoličov sledovalo kampaň pozorne, nie veľmi pozorne sledovalo kampaň 32,4 % nevoličov a 56,6 % nevoličov kampaň vôbec nesledovalo.

Tab. 1: Kontingenčná tabuľka, riadkové percentá

			Ako pozorne ste sledovali volebnú kampaň k júnovým voľbám?				Spolu
			veľmi pozorne	pozorne	nie veľmi pozorne	vôbec som ju nesledoval/a	
Ktorú politickú stranu alebo hnutie ste volili?	Kresťanskodemokratické hnutie (KDH)	počet	9	28	28	23	88
		%	10,2%	31,8%	31,8%	26,1%	100,0%
	Most Híd	počet	13	30	24	17	84
		%	15,5%	35,7%	28,6%	20,2%	100,0%
	Sloboda a Solidarita	počet	6	28	31	5	70
		%	8,6%	40,0%	44,3%	7,1%	100,0%
	Slovenská demokratická a kresťanská únia (SDKÚ)	počet	19	61	43	25	148
		%	12,8%	41,2%	29,1%	16,9%	100,0%
	SMER - sociálna demokracia (SMER-SD)	počet	34	156	119	69	378
		%	9,0%	41,3%	31,5%	18,3%	100,0%
	nevolil	počet	2	26	83	145	256
		%	0,8%	10,2%	32,4%	56,6%	100,0%
	< 5 %	počet	7	28	31	26	92
		%	7,6%	30,4%	33,7%	28,3%	100,0%
Spolu		počet	90	357	359	310	1116
		%	8,1%	32,0%	32,2%	27,8%	100,0%

Na základe uvedených údajov získavame prvotný prehľad o vzťahu volenej politickej strany a pozornosti venovanej kampani. Dôležité je zistiť, či môžeme hovoriť o štatisticky významnej závislosti. Na testovanie štatistickej významnosti medzi dvomi kvalitatívnymi znakmi v kontingenčnej tabuľke typu $r \times s$ sa používa χ^2 – test. Testovacia štatistika je založená na rozdiel medzi pozorovanými a očakávanými početnosťami v políčkach $[i, j]$. Za predpokladu, že platí testovaná nulová hypotéza o nezávislosti pozorovaných znakov, sa očakávané a pozorované početnosti výraznejšie nelíšia. Očakávané početnosti sa vypočítajú nasledovne. Pravdepodobnosť p_{ij} , že na pozorovanom objekte zistíme kombináciu hodnôt oboch premenných i a j , musí byť v tomto prípade $p_i \cdot p_j$. Odhadmi pravdepodobností p_i, p_j sú podiely $\frac{n_{i.}}{n}, \frac{n_{.j}}{n}$. Očakávaná hodnota početnosti v políčku $m_{ij} = p_{ij}n$ a odhad p_{ij} je $\frac{n_{i.}n_{.j}}{n^2}$. Stáde $m_{i,j} = \frac{n_{i.}n_{.j}}{n}$ pre $i = 1, 2, \dots, r, j = 1, 2, \dots, s$. (Hendl, 2006).

Testovaciu štatistiku vypočítame podľa vzorca

$$\chi^2 = \sum \frac{(\text{pozorované početnosti} - \text{očakávané početnosti})^2}{\text{očakávané početnosti}},$$

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \frac{(n_{ij} - m_{ij})^2}{m_{ij}}.$$

Hodnotu testovacej štatistiky χ^2 porovnávame s kritickou hodnotou χ^2 – rozdelenia s počtom stupňov voľnosti $(r - 1)(s - 1)$ na zvolenej hladine významnosti α . Nulovú

hypotézu o nezávislosti zamietame na hladine významnosti α , ak hodnota testovacej štatistiky χ^2 presiahne uvedenú kritickú hodnotu.

Štatistický softvér umožňuje rozhodnúť o platnosti alebo zamietnutí nulovej hypotézy pomocou p – hodnoty vypočítanej k danému testu. Je to pravdepodobnosť chyby, ktorej sa dopustíme, keď zamietneme nulovú hypotézu. Testovanú hypotézu zamietame na hladine významnosti α , ak $p < \alpha$.

Testovaná hypotéza H_0 znie: „Medzi volenou stranou a pozornosťou voliča venovanej kampani nie je štatisticky významná závislosť.“ Zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,01$. V tab. 8 sú uvedené výsledky χ^2 – testu. Hodnota testovacej štatistiky $\chi^2 = 193,891$. Test vyhodnotíme na základe p – hodnoty. Keďže $p = 0,000$ je menšie ako zvolená hladina významnosti α , testovanú hypotézu zamietame na hladine významnosti $\alpha = 0,01$. Medzi volenou stranou a mierou pozornosti venovanej predvolebnej kampani existuje štatisticky významná závislosť.

Tab. 2: Výsledok χ^2 – testu nezávislosti

	hodnota testovacej štatistiky	počet stupňov voľnosti	p-hodnota
Pearson Chi-Square	193,891	18	,000
N of Valid Cases	1116		

Ak zamietneme hypotézu o nezávislosti, zaujíma nás, čo zapríčinilo tento výsledok. Znamienková schéma je jedným z vhodných grafických reprezentácií vzťahov v kontingenčnej tabuľke. Je založená na testovaní zhody pozorovaných a očakávaných početností. Na vytvorenie znamienkovej schémy slúžia normalizované reziduálne hodnoty $z_{ij} = \frac{n_{ij} - m_{ij}}{\sqrt{m_{ij}}}$ (Hendl, 2006).

Čím sú tieto hodnoty (v absolútnej hodnote) vyššie, tým je väčšia súvislosť medzi kategóriami premenných. Zaujímajú nás pritom hodnoty v absolútnej hodnote vyššie ako 1,96. Kladné hodnoty znamenajú, že dvojica kategórií v danom políčku kontingenčnej tabuľky je nadprezentovaná, naopak, záporné hodnoty svedčia o tom, že dvojica kategórií v danom políčku je podprezentovaná. Normalizované reziduálne hodnoty prevádzame na znamienka nasledovným spôsobom (Řehák – Řeháková, 1978):

$z \geq 3,29$ nahradíme +++; $z \leq -3,29$ nahradíme ---, $p < 0,001$

$z \geq 2,58$ nahradíme ++; $z \leq -2,58$ nahradíme --, $p < 0,01$

$z \geq 1,96$ nahradíme +; $z \leq -1,96$ nahradíme -, $p < 0,05$

$z < 1,96$ nahradíme 0; $z > -1,96$ nahradíme 0, štatisticky nevýznamný rozdiel.

V tabuľke 3 sú uvedené hodnoty normalizovaných reziduí a v tabuľke 4 znamienková schéma podľa uvedeného postupu.

Zo znamienkovej schémy vyplýva, že početnosti voličov KDĽ a voličov strán, ktoré sa nedostali do parlamentu, pretože nedosiahli hranicu 5 % hlasov, sa v miere pozornosti predvolebnej kampani nelíšia od očakávaných početností. Medzi respondentmi – voličmi MOST-HÍD – bolo výrazne viac ľudí, ktorí sledovali kampaň veľmi pozorne. Tiež medzi voličmi SDKÚ-DS a SMER-SD bolo v porovnaní s očakávaním výrazne viac ľudí, ktorí kampaň sledovali veľmi pozorne, resp. pozorne, a výrazne menej ľudí, ktorí kampaň vôbec nesledovali. Medzi voličmi SAS pozorujeme situáciu, kedy oproti očakávaným početnostiam bolo výrazne viac tých, ktorí kampaň sledovali nie veľmi pozorne, ale tiež výrazne menej ľudí, ktorí ju vôbec nesledovali. V prípade nevoličov sme zistili, že je medzi nimi významne

viac ľudí, ktorí kampaň vôbec nesledovali, a tiež významne menej ľudí, ktorí ju sledovali veľmi pozorne, resp. dostatočne pozorne.

Tab. 3: Štandardizované reziduá

		Ako pozorne ste sledovali volebnú kampaň k júnovým voľbám?			
		veľmi pozorne	pozorne	nie veľmi pozorne	vôbec som ju nesledoval/a
Ktorú politickú stranu alebo hnutie ste volili?	Kresťanskodemokratické hnutie (KDH)	0,8	0,0	-0,1	-0,4
	Most Híd	2,6	0,8	-0,7	-1,6
	Sloboda a Solidarita	0,2	1,5	2,2	-4,0
	Slovenská demokratická a kresťanská únia (SDKÚ)	2,3	2,6	-0,9	-3,2
	SMER - sociálna demokracia (SMER-SD)	0,8	4,8	-0,4	-5,1
	nevolil	-4,9	-8,5	0,1	11,7
	<5%	-0,2	-0,3	0,3	0,1

Tab. 4: Znamienková schéma

	veľmi pozorne	pozorne	nie veľmi pozorne	vôbec som ju nesledoval/a
Kresťanskodemokratické hnutie (KDH)	0	0	0	0
Most Híd	++	0	0	0
Sloboda a Solidarita	0	0	+	---
Slovenská demokratická a kresťanská únia (SDKÚ)	+	++	0	--
SMER - sociálna demokracia (SMER – SD)	0	+++	0	---
nevolil	---	---	0	+++
<5%	0	0	0	0

4. Záver

Štatistické metódy χ^2 - test nezávislosti a znamienkovú schému sme aplikovali na skúmanie závislosti medzi voľčskými preferenciami (volič SMER-SD, volič KDH, volič MOST-HÍD, volič SAS, volič SDKÚ-DS, volič strany, ktorá v parlamentných voľbách získala menej ako 5 %, nevolič) a medzi mierou pozornosti venovanej predvolebnej kampani (kampaň sledoval veľmi pozorne, pozorne, nie veľmi pozorne, vôbec nesledoval). Autormi výskumu sú Inštitút pre verejné otázky, Sociologický ústav Slovenskej akadémie vied a Katedra sociológie Filozofickej fakulty Univerzity Komenského v Bratislave. Dáta boli zbierané v júni a v júli v roku 2010. Výberový súbor (vzorka) má rozsah 1 203 jednotlivcov.

Pomocou χ^2 – testu nezávislosti sme testovali hypotézu „Medzi volenou stranou a pozornosťou voliča venovanej kampani nie je štatisticky významná závislosť.“ Keďže $p = 0,000$ je menšie ako zvolená hladina významnosti α , testovanú hypotézu zamietame na hladine významnosti $\alpha = 0,01$. Medzi volenou stranou a mierou pozornosti venovanej predvolebnej kampani existuje štatisticky významná závislosť.

Na základe znamienkovej schémy sme zistili, že medzi respondentmi – voličmi MOST-HÍD – bolo výrazne viac ľudí, ktorí sledovali kampaň veľmi pozorne. Tiež medzi voličmi SDKÚ-DS a SMER-SD bolo v porovnaní s očakávaním výrazne viac ľudí, ktorí kampaň sledovali veľmi pozorne, resp. pozorne, a výrazne menej ľudí, ktorí kampaň vôbec nesledovali. Medzi voličmi SAS pozorujeme situáciu, kedy oproti očakávaným početnostiam bolo výrazne viac tým, ktorí kampaň sledovali nie veľmi pozorne, ale tiež výrazne menej ľudí, ktorí ju vôbec nesledovali. V prípade nevoličov sme zistili, že je medzi nimi významne viac ľudí, ktorí kampaň vôbec nesledovali, a tiež významne menej ľudí, ktorí ju sledovali veľmi pozorne, resp. dostatočne pozorne.

Literatúra

CSES SLOVENSKO 2010. Dostupné na:

http://sasd.sav.sk/sk/data_katalog_abs.php?id=sasd_2010002

HENDL, J. 2006. *Přehled statistických metod zpracování dat*. Praha: Portál. ISBN 80-7367-123-9.

CHAJDIAK, J. 2013. *Analýza dotazníkových údajov*. Bratislava: Statis. ISBN 978-80-85659-76-4.

LUHA, J. 2006. Štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov. In *Forum Statisticum Slovacum* 2/2006. SŠDS Bratislava 2006. s. 2-20. ISSN 1336-7420.

LUHA, J. 2008. Korelácie medzi politikmi a stranami In *Forum Statisticum Slovacum* 7/2008. SŠDS Bratislava 2008. s. 62-73. ISSN 1336-7420.

ŘEHÁK, J. – ŘEHÁKOVÁ, B. 1978. Analýza kontingenčních tabulek: rozlišení dvou základních typů úloh a znaménkové schéma. In: *Sociologický Časopis*, roč. 14, č. 6, 1978, s. 619-631.

Adresa autora:

Peter Szabo, Mgr., PhD.

Katedra masmediálnej komunikácie
a reklamy

Filozofická fakulta

Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre

Drážovská 4, 949 74 Nitra

pszabo@ukf.sk

Analýza dopadov vybraných fundamentálnych informácií na menový pár EUR/USD Impact analysis of selected fundamental information to the EUR/USD currency pair

Viliam Vajda, Marek Gróf

Abstract: Traders at the Forex market, and especially "high frequency traders", are trying to earn money on fluctuations caused by the announcement of fundamental information. This market is therefore much more sensitive to quantitative information announced by the government, or generally accepted research institutions. The research is focused on analysing the impact of the fundamental information on the currency pair EUR/USD. Criteria have been developed for the selection of fundamental information and then tested the impact of selected fundamentals. Forecasted vs. the current values of fundamentals were taken into consideration within testing. Statistical dependence of the prices and price ranges were examined during testing. The results of each test are analysed at the end of the article.

Abstrakt: Obchodníci na trhu Forex a hlavne „high frequency traders“ sa snažia zarobiť na cenových výkyvoch, ktoré sú spôsobené aj vyhlasovaním fundamentálnych informácií. Tento trh je preto výrazne citlivejší na kvantitatívne informácie vyhlasované vládami, alebo všeobecne uznávanými výskumnými inštitúciami. Výskum je zameraný na analýzu dopadu vyhlásení fundamentálnych informácií na menový pár EUR/USD. Boli vytvorené kritéria pre výber fundamentálnych informácií a následne testovaný dopad vybraných fundamentov. Pri testovaní bola zohľadnená prognózovaná vs. aktuálna hodnota fundamentov a boli sledované štatistické závislosti vývoja ceny a cenového rozpätia. Výsledky jednotlivých testovaní sú analyzované na konci článku.

Key words: Fundamental information, Forex, USD, currency pair

Kľúčové slová: Fundamentálne informácie, Forex, USD, Menový pár

1. Úvod

Fundamentálna analýza je v súčasnosti jeden s relatívne najviac využívaných prístupov pri tvorbe portfólia, ale aj pri samotnom obchodovaní s rôznymi aktívami. Investičné spoločnosti ale aj individuálni investori a obchodníci sa snažia analyzovať a hľadať investičné možnosti a podľa podkladových aktív sa zameriavajú na makro úroveň, sektory alebo priamo na mikro-sféru. Pri skúmaní investičných možností zistíme, že sa autori zameriavajú na sledovanie interných procesov [2], alebo rôznych efektov, ktoré vplyvajú na hodnotu spoločnosti.[4] Iní autori sa snažia analyzovať riziká akciového trhu v porovnaní s trhovým rizikom [3]. Problematikou fundamentálnych informácií a ich potenciálnym dopadom sa komplexnejšie zaoberajú napr. Baumohl[1], alebo Yamarone[6] napriek tomu, že dopad na samotnú menu analyzujú a vysvetľujú ako súčasť širšej škály podkladových aktív. V článku sa zameriavame predovšetkým na výber fundamentálnych informácií s potenciálne vysokým vplyvom na menový pár a na výskum zameraný na sledovanie reakcie trhu na vyhlasované fundamenty.

2. Metodológia

Prvým krokom pri výbere fundamentálnych informácií bola filtrácia fundamentov podľa dopadu na príslušnú menu, v ktorej sme zvolili, podľa webového portálu Forexfactory.com, fundamenty s kritériom vysokého dopadu na menu USD. Potenciálny dopad 21 vybraných fundamentov bol následne konfrontovaný s portálom Bloomberg.com, kde sme dodatočne vybrali fundamentálne informácie, ktoré boli oboma zdrojmi označené ako fundamenty

s vysokým dopadom. Podľa týchto kritérií bolo vybraných 16 fundamentálnych informácií, ktoré sú uvedené v *Tabuľke 1*.

Pri vybraných fundamentálnych informáciách sme sledovali % zmenu strednej hodnoty ceny na vybraných časových intervaloch pred vyhlásením fundamentálnej informácie a túto zmenu sme porovnávali so správaním sa menového páru a jeho zmenami mimo vyhlásenia fundamentálnej informácie. Vzájomným porovnaním spomínaných dvoch skupín sme testovali štatistickú významnosť vplyvu FI na zmenu ceny. Zmena ceny bola definovaná ako:

$$Pd_T = \frac{Close_T - Open_T}{Open_T} \times 100 \quad (1)$$

Pd_T – zmena ceny na sledovanej časovej perióde,

$Close_T$ – zatváracia cena na sledovanej časovej perióde,

$Open_T$ – otváracia cena na sledovanej časovej perióde.

Dodatočným indikátorom, ktorý sme v rámci výskumu sledovali bolo cenové rozpätie (Range), normované k zatváracjej cene časovej periódy vyjadrené v percentách:

$$R_T = \frac{High_T - Low_T}{Close_T} \times 100 \quad (2)$$

$High_T$ – maximálna cena na sledovanej časovej perióde,

Low_T – minimálna cena na sledovanej časovej perióde,

$Close_T$ – zatváracia cena na sledovanej časovej perióde.

Testovanie cenového rozpätia bolo zvolené kvôli predpokladu, že obchodná aktivita pred vyhlásením fundamentálnej informácie nemusí nutne znamenať rozdiel v stredných hodnotách posunu ceny, avšak zvýšený objem pokynov sa môže prejavovať vo zvýšenej volatilitě menového páru a teda rozšírení obchodného pásma čo sa prejaví na maximách a minimách ceny sledovanej periódy. Pri testovaní sme predpokladali normálne rozdelenie hodnôt a na hladine významnosti 0,05 sme uskutočnili t-test pre dve skupiny vzoriek s rozdielnou veľkosťou - Welchov t-test.[5] Pre testovanie vplyvu sme zvolili obdobie január 2007 až december 2013, čo predstavuje pri každom sledovanom indikátore približne 84 pozorovaní. Vyhlásenia fundamentálnych informácií boli časované na SEČ podobne ako aj časový rad vývoja ceny menového páru EUR/USD. Údaje hodnôt menového páru, ako aj jednotlivých fundamentov pochádzali z databázy spoločnosti Bloomberg.

Tab.1: Zoznam kvantitatívnych fundamentálnych informácií

Fundament		Forexfactory.com	Bloomberg (Econoday.com)
F1	Advance GDP q/q	***	***
F2	Building Permits	***	***
F3	Core CPI m/m	***	***
F4	Core Durable Goods Orders m/m	***	***
F5	Core Retail Sales m/m	***	***
F6	Existing HomeSales	***	***
F7	ISM Manufacturing PMI	***	***
F8	New Home Sales	***	***
F9	Non-Farm EmploymentChange	***	***
F10	Philly Fed Manufacturing Index	***	***

F11	PPI m/m	***	***
F12	Prelim GDP q/q	***	***
F13	Retail Sales m/m	***	***
F14	Trade Balance	***	***
F15	Unemployment Claims	***	***
F16	Unemployment Rate	***	***

*** Highimpact (Forexfactory.com), Market Movers (Bloomberg/Econoday.com)

Pre zúženie výberu fundamentálnych informácií sme zvolili predpoklad, že zvýšená aktivita na trhu tesne pred vyhlásením môže naznačiť výrazný cenový posun po vyhlásení fundamentu. Z tohto dôvodu sme zvolených 16 fundamentov testovali na 5 minútovom časovom intervale, kde sme porovnávali štatisticky významný rozdiel medzi zmenou cenového rozpätia EUR/USD v čase 5 min. pred vyhlásením fundamentálnej informácie a cenovým rozpätím v čase ak sa daná informácia nevyhlasuje.

Tab. 2: Zmena cenového rozpätia (5M perióda pred vyhlásením FI)

Fundament		Stredné hodnoty mimo vyhlásenia fundamentu	Stredné hodnoty s vyhlásením fundamentu	p-Value
F1	Advance GDP q/q	0,00049190	0,00058717	0,07130107
F2	Building Permits	0,00049190	0,00053496	0,23954407
F3	Core CPI m/m	0,00049190	0,00051652	0,45009855
F4	Core Durable Goods Orders m/m	0,00049190	0,00063754	0,02820585
F5	Core Retail Sales m/m	0,00049190	0,00053718	0,12209916
F6	Existing Home Sales	0,00049190	0,00061149	0,00268826
F7	ISM Manufacturing PMI	0,00049190	0,00061708	0,00030783
F8	New HomeSales	0,00049190	0,00065300	0,00000925
F9	Non-Farm Employment Change	0,00049190	0,00067431	0,00083022
F10	Philly Fed Manufacturing Index	0,00049190	0,00082546	0,00000283
F11	PPI m/m	0,00049190	0,00052832	0,28055680
F12	Prelim GDP q/q	0,00049190	0,00065379	0,02866185
F13	Retail Sales m/m	0,00049190	0,00053718	0,12209916
F14	Trade Balance	0,00049190	0,00064027	0,00040960
F15	Unemployment Claims	0,00049190	0,00058556	0,00000059
F16	Unemployment Rate	0,00049190	0,00067431	0,00083022

Zdroj: Vlastné spracovanie

Ako je možné z tabuľky č.2 vidieť, na základe p-Value existuje štatisticky významný rozdiel medzi zmenou cenového rozpätia EUR/USD v čase 5 min. pred vyhlásením fundamentálnej informácie a cenovým rozpätím v čase ak sa daná informácia nevyhlasuje pri fundamentoch F4, F6, F7, F8, F9, F10, F12, F14, F15, F16. Daných 10 fundamentálnych informácií bude slúžiť ako vzorka pre testovanie dopadu vyhlásenia na zmenu ceny a zmenu obchodného pásma. Pre testovanie dopadov fundamentálnych informácií sme zvolili hodinovú časovú periódu po vyhlásení. Hodinová perióda bola zvolená z dôvodu, že po vyhlásení fundamentu sa na trhu môžu objaviť revízie hodnoty fundamentu (zvyčajne pol hodinu po vyhlásení), ktoré môžu následne vplývať na rozhodovanie obchodníkov. Príkladom môže byť podľa Baumohla

mesačný report výdavkov v stavebníctve (Construction Spending), ktorý je vo veľkej miere revidovaný.[1] Pri testovaní dopadu vyhlásenia fundamentálnej informácie musíme brať do úvahy aj očakávanú hodnotu fundamentu (tzv. forecast value). Preto pri testovaní dopadu budeme rozlišovať, ako sa daná aktuálna hodnota fundamentu líši od prognózovanej a teda či bola nad očakávanou alebo pod očakávanou hodnotou.

3. Výsledky testovania

Tabuľka 3 znázorňuje testovanie zmeny ceny na hodinovej časovej perióde, pričom aktuálne hodnoty fundamentov boli nad prognózované očakávania.

Tab. 3: Zmena ceny – vyhlásenie nad očakávanou hodnotou (1H perióda)

	Fundament	Stredné hodnoty mimo vyhlásenia fundamentu	Stredné hodnoty s vyhlásením fundamentu	p-Value
F4	Core Durable Goods Orders m/m	0,0000014582	-0,0001576820	0,41771531
F6	Existing Home Sales	0,0000014582	-0,0002801574	0,43348287
F7	ISM Manufacturing PMI	0,0000014582	0,0002750153	0,36562994
F8	New HomeSales	0,0000014582	0,0001346202	0,76961597
F9	Non-Farm Employment Change	0,0000014582	-0,0013895276	0,01235033
F10	Philly Fed Manufacturing Index	0,0000014582	-0,0005548196	0,30580641
F12	Prelim GDP q/q	0,0000014582	0,0002385150	0,74234493
F14	Trade Balance	0,0000014582	0,0004504568	0,19284704
F15	Unemployment Claims	0,0000014582	0,0002807003	0,09752285
F16	Unemployment Rate	0,0000014582	0,0000715647	0,92139934

Zdroj: Vlastné spracovanie

Z *Tabuľky 3* je zrejmé, že štatisticky významný rozdiel medzi zmenou hodnoty EUR/USD v čase 60 min. po vyhlásení fundamentálnej informácie a zmenou hodnoty v čase keď sa daná informácia nevyhlasuje existuje jedine pri fundamente F9 - Non-Farm Employment Change. Pri zvyšných fundamentoch sme štatisticky významný rozdiel nezaznamenali.

Podobný test bol vykonaný aj v prípade, keď sa aktuálne hodnoty sledovaných fundamentov nachádzali pod prognózovanými hodnotami. Pri tomto teste sme zistili, že na základe p-Value v žiadnom zo sledovaných prípadov neexistuje štatisticky významný rozdiel medzi zmenou hodnoty EUR/USD v čase 60 min. po vyhlásení fundamentálnej informácie a zmenou hodnoty v čase keď sa daná informácia nevyhlasuje.

Odlišná situácia nastala pri testovaní cenového rozpätia. *Tabuľky 4a 5* znázorňujú zmenu cenového rozpätia na časovej perióde 1 hodina pričom aktuálne hodnoty fundamentov boli nad resp. pod prognózovanými hodnotami.

Tab. 4: Zmena cenového rozpätia – vyhlásenie nad očakávanou hodnotou (1H perióda)

	Fundament	Stredné hodnoty mimo vyhlásenia fundamentu	Stredné hodnoty s vyhlásením fundamentu	p-Value
F4	Core Durable Goods Orders m/m	0,001847134	0,002175323	0,03006131
F6	Existing Home Sales	0,001847134	0,003178876	0,00061338
F7	ISM Manufacturing PMI	0,001847134	0,002737483	0,00085495
F8	New Home Sales	0,001847134	0,003427068	0,00314471

F9	Non-Farm Employment Change	0,001847134	0,003920421	0,00162314
F10	Philly Fed Manufacturing Index	0,001847134	0,002298476	0,23968837
F12	Prelim GDP q/q	0,001847134	0,002822362	0,26282365
F14	TradeB alance	0,001847134	0,003124635	0,00041137
F15	Unemployment Claims	0,001847134	0,002854844	0,00000001
F16	Unemployment Rate	0,001847134	0,004016082	0,00619319

Zdroj: Vlastné spracovanie

Ako je možné vidieť z *Tabuľky 4* štatisticky významný rozdiel medzi zmenou cenového rozpätia v čase 1 hodiny po vyhlásení fundamentálnej informácie a zmenou cenového rozpätia na hodinovej perióde keď sa daná informácia nevyhlasuje nebol zaznamenaný iba pri dvoch fundamentoch a to F10 – Fed Manufacturing Index, vyhlasovaný Federal Reserve Bank of Philadelphia a fundamente F12 - Prelim GDP q/q vyhlasovaný Bureau of Economic Analysis USA. Ostatné sledované fundamente vykazovali štatisticky významný rozdiel v zmenách cenového rozpätia v prípade, že aktuálna hodnota fundamentálnej informácie bola nad prognózovanou hodnotou.

Tab. 5: Zmena cenového rozpätia – vyhlásenie pod očakávanou hodnotou (1H perióda)

Fundament		Stredné hodnoty mimo vyhlásenia fundamentu	Stredné hodnoty s vyhlásením fundamentu	p-Value
F4	Core Durable Goods Orders m/m	0,001847134	0,002274152	0,03336812
F6	Existing Home Sales	0,001847134	0,00324576	0,00002728
F7	ISM Manufacturing PMI	0,001847134	0,003079625	0,00305211
F8	New Home Sales	0,001847134	0,003073901	0,00003596
F9	Non-Farm Employment Change	0,001847134	0,003874022	0,00038349
F10	Philly Fed Manufacturing Index	0,001847134	0,003449214	0,01362244
F12	Prelim GDP q/q	0,001847134	0,002430913	0,01622642
F14	TradeB alance	0,001847134	0,003306012	0,00076774
F15	Unemployment Claims	0,001847134	0,002898378	0,00000089
F16	Unemployment Rate	0,001847134	0,004529548	0,00000283

Zdroj: Vlastné spracovanie

Pri testovaní prípadov kedy aktuálna hodnota fundamentálnej informácie bola nižšia ako prognózovaná hodnota môžeme konštatovať, že všetky vybrané fundamentálne informácie vykazovali štatisticky významný rozdiel medzi zmenou cenového rozpätia v čase 1 hodiny po vyhlásení fundamentálnej informácie a zmenou cenového rozpätia na hodinovej perióde keď sa daná informácia nevyhlasovala.

4. Záver

Zvýšená aktivita na trhu tesne pred vyhlásením fundamentálnej informácie spôsobila štatisticky významný posun ceny iba v prípade fundamentu Non-Farm Employment Change a aj to za podmienky, že aktuálna hodnota fundamentu bola vyššia ako prognózovaná hodnota. Predpoklad, že zvýšená aktivita obchodníkov pred vyhlásením FI spôsobí výrazný a štatisticky významný posun sa pri testovaní nepotvrdil. Odlišná situácia nastala pri testovaní rozdielov pri obchodnom pásme. Pri sledovaní cenového rozpätia ukázali výsledky štatisticky významný rozdiel skoro pri všetkých fundamentálnych informáciách. Priemerné rozšírenie obchodného pásma predstavovalo 69,77% pričom pri fundamente Unemployment Rate sme

zaznamenali až 145,22% rozšírenie obchodného pásma. Absencia štatisticky významných výsledkov v prípade posunu ceny môže byť spôsobená cenovými návratmi menového páru, keďže sme pri testovaní v daných časových úsekoch analyzovali stavové veličiny na konci resp. na začiatku periódy. Dôležitým výsledkom sú štatisticky významné posuny obchodného pásma, ktoré predznamenávajú potenciálne volatilný trh po vyhlásení fundamentu. Preto sa v ďalšom výskume zameriame na hlbšiu analýzu vývoja trendu pred vyhlásením fundamentálnej informácie a sledovanie vývoja trendu po jej vyhlásení. Tým by sme vedeli identifikovať fundamenty, definovať podmienky a pravdepodobnosť obratu vývoja trendu.

Príspevok bol vypracovaný v rámci riešenia grantového projektu VEGA č.1/0795/13.

Literatúra

- [1] BAUMOHL, B. 2013. *These secret soft economic indicators: hidden clues to future economic trends and investment opportunities* 3rd ed. Pearson Education, Inc., ISBN 978-0-13-293207-3
- [2] GAVUROVÁ, B. 2012. Source Identification of Potential Malfunction of Balanced Scorecard System and Its Influence on System Function. In: *E+M Ekonomie a management*, 15 (3), 76-90.
- [3] GLOVA, J., 2013. Determinácia systematického rizika kmeňovej akcie v modeli časovo-premenlivého fundamentálneho beta. In: *E+M Ekonomie a Management*, 16(2), p. 139.
- [4] UŽÍK, M. – ŠOLTĚS, V. 2009. The Effect of Rating Changes on the Value of a Company-Listed in the Market. In: *E+M. Ekonomie a management*. 12 (1), 49-55.
- [5] WELCH, B.L. 1938. The significance of the difference between two means when the population variances are unequal. In: *Biometrika*, 29 (3/4), 350–62.
- [6] YAMARONE, R. 2004. *The trader's guide to key economic indicators*, Bloomberg Press, Princeton, ISBN 1-57660-139-0
- [7] Forexfactory.com
- [8] Bloomberg.com

Adresa autorov:

Viliam Vajda, Ing. PhD.
Ekonomická fakulta
Technická univerzita v Košiciach
Němcovej 32, 040 0 Košice
viliam.vajda@tuke.sk

Marek Gróf, Ing. PhD.
Ekonomická fakulta
Technická univerzita v Košiciach
Němcovej 32, 040 0 Košice
marek.grof@tuke.sk

Zo života SŠDS
From Life of SSDS

Valné zhromaždenie SŠDS (november 2014)

Valné zhromaždenie Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti (SŠDS), ktoré sa konalo 21. novembra 2014 v Bratislave, uzatvorilo štvorročné funkčné obdobie, ktoré sa začalo 7. októbra 2010.

Výbor SŠDS pri príprave tohto valného zhromaždenia rozhodol, že vytvorí podmienky, aby sa na posúdení predložených dokumentov a najmä na voľbách výboru a revíznej komisie SŠDS mohli zúčastniť členovia spoločnosti bez toho, aby museli cestovať do Bratislavy. V krajských mestách boli preto na pracoviskách Štatistického úradu SR vytvorené podmienky pre to, aby sa členovia spoločnosti mohli zoznámiť s písomne predloženými materiálmi a hlasovať o zložení výboru a revíznej komisie spoločnosti.

Valné zhromaždenie otvoril predseda spoločnosti doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., ktorý predložil návrh programu valného zhromaždenia. Po schválení programu zvolilo valné zhromaždenie návrhovú a volebnú komisiu. Valné zhromaždenie potom prerokovalo návrh volebného poriadku, ktorý po prvý raz umožňoval zúčastniť sa na voľbách aj členom spoločnosti, ktorý sa v čase konania valného zhromaždenia zišiel v krajských mestách na pracoviskách ŠÚ SR. Po krátkej diskusii o tom, koľko členov nového výboru bude valné zhromaždenie voliť, bol nakoniec schválený návrh, že bude volených 23 členov výboru (s tým, že z titulu funkcie budú členmi výboru aj predsedníčka ŠÚ SR a predseda klubu Disperzus). Volebná komisia potom rozdala členom prítomným na valnom zhromaždení návrh kandidátnej listiny členov výboru a revíznej komisie. Súčasne bol návrh zaslaný mailom na pracoviská ŠÚ SR v krajských mestách, aby ho mohli rozmnožiť a rozdať členom spoločnosti, ktorý sa na hlasovaní zúčastnili tam.

Ďalšími bodmi programu rokovania valného zhromaždenia boli dokumenty hodnotiace uplynulé funkčné obdobie: Správa o činnosti Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti za obdobie 2010 - 2014 a Správa revíznej komisie SŠDS za obdobie 2010 - 2014. Správu o činnosti uviedol predseda spoločnosti doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., písomne bola k dispozícii aj pre účastníkov valného zhromaždenia na pracoviskách ŠÚ SR.

Predseda spoločnosti doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. predložil potom návrhy ďalších dokumentov: Hlavné úlohy Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti na roky 2015 - 2018 a Návrh akcií SŠDS v roku 2015.

V diskusii sa hovorilo o jednotlivých akciách spoločnosti a najmä o otázke publikovania vedeckých článkov a príspevkov z konferencií spoločnosti. Diskutovalo sa najmä o obsahu časopisu spoločnosti Fórum Statisticum Slovacum (FSS), o tom, či sú udržateľné dva vedecké štatistické časopisy na Slovensku (Slovenská štatistika a demografia, ktorú vydáva ŠÚ SR, a časopis spoločnosti FSS). Diskusia sa neuzatvorila a skončila tým, že v nej bude pokračovať novozvolený výbor. Novozvolený výbor dostal tiež za úlohu, aby spresnil plán akcií SŠDS na rok 2015.

Bezprostredne po skončení valného zhromaždenia sa zišiel novozvolený výbor spoločnosti na svojom prvom zasadaní v počte 10 prítomných členov a zvolil nového predsedu a vedeckého tajomníka spoločnosti. Za predsedníčku SŠDS bola v tajnom hlasovaní zvolená doc. Ing. Iveta Stankovičová, PhD., ktorá ako jediná kandidátka na túto funkciu získala 9 hlasov. Za vedeckého tajomníka SŠDS bol v tajnom hlasovaní zvolený doc. Ing. Tomáš Želinský, PhD., ktorý ako jediný kandidát na túto funkciu získal 10 hlasov.

Na zasadaní nového výboru spoločnosti 22. 1. 2015 v Bratislave boli zvolení ďalší funkcionári spoločnosti pre nové funkčné obdobie. Výbor rozhodol, že v tomto funkčnom období bude mať spoločnosť 4 podpredsedov a v tajnom hlasovaní zvolil za podpredsedu pre

akademickú štatistiku doc. Ing. Vladimíra Úradníčka, PhD., za podpredsedu pre demografiu doc. RNDr. Branislava Blehu, PhD., za podpredsedníčku pre štátnu štatistiku PhDr. Ľudmilu Ivančíkovú a za podpredsedu pre medzinárodné vzťahy RNDr. Petra Macha. Za hospodárku spoločnosti zvolil výbor doc. Ing. Máriu Vojtkovú, PhD. A za predsedníčku revíznej komisie doc. Ing. Ľubicu Sipkovú, PhD.

Valné zhromaždenie spoločnosti zvolilo nový výbor SŠDS na roky 2015-2018 a ten nové vedenie spoločnosti. Pri tejto príležitosti chceme oceniť a poďakovať sa za dlhoročnú prácu doterajšiemu predsedovi spoločnosti doc. Ing. Jozefovi Chajdiakovi, CSc., ktorý bol posledné 4 roky predsedom spoločnosti a predtým dlhé obdobie jej vedeckým tajomníkom. Rovnako chceme poďakovať RNDr. Jozefovi Luhovi, CSc., ktorý bol posledné 4 roky vedeckým tajomníkom spoločnosti a predtým dlhé obdobie najaktívnejším členom sekretariátu spoločnosti.

Peter Mach

Prílohy:

1. Volebný poriadok schválený pre VZ SŠDS v novembri 2014
2. Správa o činnosti SŠDS za obdobie 2010 – 2014
3. Správa revíznej komisie SŠDS za obdobie 2010 – 2014
4. Hlavné úlohy SŠDS na obdobie 2015-2018
5. Zloženie výboru SŠDS na roky 2015 – 2018
6. Plán akcií SŠDS na rok 2015

Volebný poriadok Valného zhromaždenia SŠDS v roku 2014

1. Voľby na Valnom zhromaždení Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti v roku 2014 (ďalej len "VZ") sa uskutočňujú na základe Stanov Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti (ďalej len „SŠDS“) a podľa tohto Volebného poriadku, ktorý schvaľuje VZ.
2. Na VZ sa volia členovia Výboru a Revíznej komisie.
3. Voľby sa uskutočňujú tajným hlasovaním, ktoré sa súčasne uskutoční na VZ a na ďalších určených miestach, kde sa na nich zúčastnia tí členovia SŠDS, ktorí sa nemôžu osobne dostaviť na miesto konania VZ.
4. Priebeh volieb riadi volebná komisia, ktorú zvolí VZ verejným hlasovaním na začiatku rokovania VZ. Volebná komisia má najmenej 3 členov, spomedzi ktorých si zvolí predsedu.
5. Priebeh volieb na ďalších miestach riadia regionálne volebné komisie, ktoré zvolia verejným hlasovaním členovia SŠDS, ktorí sa zídu na tomto mieste. Regionálne volebné komisie majú najmenej 2 členov, spomedzi ktorých si zvolí predsedu.
6. Volebná komisia VZ rozdá členom prítomným na VZ hlasovací lístok pre voľbu Výboru a Revíznej komisie a zabezpečí, aby rovnaký hlasovací lístok rozdali regionálne volebné komisie na určených miestach.
7. Na hlasovacom lístku budú podľa abecedy zoradení a označení poradovým číslom osobitne kandidáti do Výboru a osobitne kandidáti do Revíznej komisie.
8. Pre úpravu hlasovacieho lístku platia tieto pravidlá:
 - a) volič na hlasovacom lístku zakrúžkuje poradové čísla najviac 23 kandidátov do Výboru a najviac 3 kandidátov do Revíznej komisie, za ktorých hlasujú,
 - b) ak volič na hlasovacom lístku označí viac ako 23 kandidátov do Výboru, je hlasovanie za členov Výboru neplatné a odovzdané hlasy sa nepočítajú žiadnemu kandidátovi do Výboru,
 - c) ak volič na hlasovacom lístku označí viac ako 3 kandidátov do Revíznej komisie, je hlasovanie za členov Revíznej komisie neplatné a odovzdané hlasy sa nepočítajú žiadnemu kandidátovi do Revíznej komisie,
 - d) ak na hlasovacom lístku nie je žiaden krúžok, hlasovací lístok je platný, ale počíta sa len do celkového počtu odovzdaných hlasov (zdržanie sa hlasovania),
 - e) na ďalšie úpravy hlasovacieho lístka (napr. dopísanie ďalších kandidátov alebo iných textov) sa pri posudzovaní jeho platnosti neprihliada.
9. Po ukončení hlasovania regionálne volebné komisie zistia výsledky hlasovania na určenom mieste a ich výsledok bezodkladne oznámia volebnej komisii VZ mailom (a potvrdia telefonicky).
10. Volebná komisia VZ zistí výsledky hlasovania v mieste konania VZ a spočíta ich s čiastkovými výsledkami zistenými regionálnymi volebnými komisiami. Celkový výsledok hlasovania oznámi volebná komisia VZ ihneď po jeho zistení.
11. Za členov Výboru je zvolených tých 23 kandidátov, ktorí získali v tajnom hlasovaní najväčší počet hlasov. Ak je potrebné rozhodnúť medzi viac kandidátmi, ktorí získali rovnaký počet hlasov, kto je zvolený za člena Výboru, rozhodne sa o tom žrebovaním, ktoré uskutoční volebná komisia.
12. Za členov Revíznej komisie sú zvolení tí 3 kandidáti, ktorí získali v tajnom hlasovaní najväčší počet hlasov. Ak je potrebné rozhodnúť medzi viac kandidátmi, ktorí získali

rovnaký počet hlasov, kto je zvolený za člena Revíznej komisie, rozhodne sa o tom žrebovaním, ktoré uskutoční volebná komisia.

13. Podľa Stanov SŠDS sa predseda ŠÚ SR a predseda Klubu Dispersus stávajú členmi Výboru SŠDS na základe svojich funkcií.

Správa o činnosti Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti za obdobie rokov 2010 - 2014

Činnosť Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti sa v období 2010 až 2014 riadila Stanovami spoločnosti a Hlavnými úlohami Spoločnosti na obdobie 2010 až 2014.

Poslanie a hlavné úlohy Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti sú všeobecne sformulované v článku 3 Stanov:

3

Poslanie a hlavné úlohy Spoločnosti

Poslaním Spoločnosti je najmä:

1. Rozvíjať štatistickú a demografickú vedu a jej spoločenské využitie na prospech Slovenskej republiky.
2. Šíriť poznatky z oblasti štatistiky a demografie.
3. Organizovať konferencie, semináre, sympózia, prednášky, diskusie, odborné školenia a iné akcie.
4. Poskytovať pomoc svojim členom pri ich vedeckej a inej odbornej práci.
5. Zvyšovať odbornú úroveň svojich členov s osobitým zreteľom na mladých pracovníkov.
6. Prezentovať výsledky štatistickej a demografickej vedy v Slovenskej republike na domácich a medzinárodných fórach.
7. Rozvíjať vlastnú publikačnú a edičnú činnosť.

K naplneniu tohto poslania v období 2011 a 2014 sme zrealizovali nasledovné akcie:

KONFERENCIE a SEMINÁRE

1. V marci roku 2013 sme zorganizovali v Sládkovičove „Slávnostnú konferenciu – 45. rokov SŠDS“.
2. Pokračovali sme v organizovaní Slovenskej štatistickej konferencie a Slovenskej demografickej konferencie ako najdôležitejších akcií Spoločnosti v dvojročnom cykle (párne roky – Štatistická konferencia a nepárne roky – Demografická konferencia). V roku 2010 sa uskutočnila 15. Slovenská štatistická konferencia v zariadení Kaskády, Únovce pri Galante; v roku 2011 prebehla 13. Slovenská demografická konferencia v Mojmirovciach pri Nitre; v roku 2012 sa uskutočnila 16. Slovenská

štatistická konferencia v Šachtických pri Banskej Bystrici; v rok 2013 v Sládkovičove sa uskutočnila 14. Slovenská demografická konferencia a v roku 2014 sa uskutočnila 17. Slovenská štatistická konferencia. Štatistické konferencie mali 2-dňový priebeh a demografické konferencie 3-dňový priebeh. Materiály konferencií boli opublikované v príslušných číslach vedeckého časopisu Forum Statisticum Slovaccum.

3. Každoročne od roku 2001 v mesiaci marec resp. apríl prebieha jednodňová konferencia „Pohľady na ekonomiku Slovenska“.
4. Každý rok prebehol seminár Výpočtová štatistika. Tohto roku to bude 24. seminár.
5. Každoročne od roku 1988 prebieha týždňový seminár Ekomstat. Tohto roku prebehol už 28. seminár.
6. Každý rok uvedeného obdobia sa uskutočnila prehliadka prác mladých štatistikov a demografov.
7. Každý rok prebehla dvojdná akcia Nitrianske štatistické dni.
8. Novou akciou je Aplikácia metód rozhodovania... Tohto roku už prebehol 6. ročník.
9. Uskutočnili sa akcie PRASTAN, FERNSTAT
10. Pravidelne prebieha akcia „Demografické popoludnie“.

VNÚTORNÁ ČINNOSŤ

Činnosť Spoločnosti riadi Výbor Spoločnosti. V uplynulom období popri riadne zvolených členov sme kooptovali za členov doc. Tomáša Želinského, Lukáša Pastorka a Róberta Vlaču.

V rámci činnosti Spoločnosti pracujú pobočky v Prešove, v Nitre, v Banskej Bystrici a Košiciach.

V uplynulom období vznikol Klub Dispersus združujúci mladých štatistikov a demografov.

PUBLIKAČNÁ ČINNOSŤ

V uplynulom období sme opublikovali 59 čísiel vedeckého časopisu FSS (Forum Statisticum Slovaccum) a pripravené sú dve ďalšie čísla. Z akcie Pohľady na ekonomiku Slovenska pravidelne vychádza zborník s rovnomeným názvom. V prehliadke Prác mladých štatistikov a demografov ich práce sú publikované v Zborníku prác.

MEDZINÁRODNÁ SPOLUPRÁCA

Na medzinárodnom poli sa naša činnosť sústreďuje do aktivít V6. Každoročne sa organizuje stretnutie zúčastnených krajín. V roku 2013 sme zorganizovali stretnutie zúčastnených krajín u nás. Spolupráca z Českou štatistickou a Českou demografickou spoločnosťou má tradičný charakter. Členovia Spoločnosti sa individuálne zúčastňujú medzinárodných konferencií podľa svojho záujmu.

VNÚTORNÁ SPOLUPRÁCA

V rámci Slovenskej republiky prebieha spolupráca s Radou pre vedecké spoločnosti SAV, vedeckými spoločnosťami SAV, vysokými školami, výskumnými pracoviskami, Štatistickým úradom SR, NBS, Infostatom, firmami z hospodárskej praxe, s vedecko-odbornou aj laickou verejnosťou, štátnou správou miestnou a regionálnou samosprávou.

RNDr. Ján Luha, CSc.
vedecký tajomník

doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.
predseda

Správa revíznej komisie SŠDS za obdobie 2010 až 2014

Hospodárenie Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti vychádzalo z vypracovaného predbežného rozpočtu Spoločnosti, ktorý sa skladal z odhadu príjmov z vlastnej činnosti a odhadu dotácie zo strany SAV. Po schválení výšky dotácie zo strany SAV sa rozpočet upravil na reálnejší základ. Reálne sú aj výdaje a príjmy. Celkove sa každoročne zostavovali aj čiastkové rozpočty pre jednotlivé akcie.

Súhrnné ročné výsledky sú nasledujúce:

Tabuľka: Ročné údaje v EUR

	2010	2011	2012	2013	2014
Príjmy spolu		9831,2	8837,11	11574	
- vlastné		8331,2	7337,11	10874	
- SAV		1500	1500	700	1600
Výdavky spolu		9968,78	8239,28	11275,16	
- vlastné		8468,78	6739,28	10575,16	
- SAV		1500	1500	700	1600
Zisk/Strata		-137,58	+597,83	+298,84	
Spolu 1.1.		356,23	489,65	1087,48	1386,32
- Účet 1.1.		153,92	473,09	763,16	364,61
- Hotovosť 1.1.		202,31	16,56	324,32	1021,71
Spolu 31.12.	356,23	489,65	788,49	1386,32	
- Účet 31,12,	153,92	473,09	44,73	364,61	
- Hotovosť 31,12.	202,31	16,56	743,76	1021,71	

Konečné úplné výsledky za rok 2014 budú k dispozícii až po 31.12.2014.

V Bratislave, 21.11.2014

Ing. Mikuláš Cár, CSc.
predeseda RK

HLAVNÉ ÚLOHY

Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti na roky 2015 - 2018

Činnosť Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti sa v období 2015 až 2018 bude riadiť Stanovami spoločnosti a Hlavnými úlohami Spoločnosti na obdobie 2015 až 2018.

Poslanie a hlavné úlohy Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti sú sformulované v článku 3 Stanov:

Poslanie a hlavné úlohy Spoločnosti

Poslaním Spoločnosti je najmä:

1. Rozvíjať štatistickú a demografickú vedu a jej spoločenské využitie na prospech Slovenskej republiky.
2. Šíriť poznatky z oblasti štatistiky a demografie.
3. Organizovať konferencie, semináre, sympózia, prednášky, diskusie, odborné školenia a iné akcie.
4. Poskytovať pomoc svojim členom pri ich vedeckej a inej odbornej práci.
5. Zvyšovať odbornú úroveň svojich členov s osobitým zreteľom na mladých pracovníkov.
6. Prezentať výsledky štatistickej a demografickej vedy v Slovenskej republike na domácich a medzinárodných fórach.
7. Rozvíjať vlastnú publikačnú a edičnú činnosť.

K naplneniu tohto poslania v období 2015 až 2018 budeme realizovať nasledovné akcie:

KONFERENCIE a SEMINÁRE

1. V marci roku 2018 zorganizujeme Slávnostnú konferenciu (50 rokov SŠDS) v Bratislave.
2. Budeme pokračovať v organizovaní Slovenskej štatistickej konferencie a Slovenskej demografickej konferencie ako najdôležitejších akcií Spoločnosti v dvojročnom cykle (párne roky: Štatistická konferencia a nepárne roky: Demografická konferencia). Štatistické konferencie by mali mať 2-dňový priebeh a demografické konferencie 3-dňový priebeh. Materiály konferencií budeme publikovať v príslušných číslach

vedeckého časopisu Forum Statisticum Slovaccum. V roku 2015 sa 15. slovenská demografická konferencia uskutoční v Trenčianskom kraji, v roku 2016 sa uskutoční 18. slovenská štatistická konferencia uskutoční v Nitrianskom kraji, v roku 2017 sa uskutoční 16. slovenská demografická konferencia uskutoční v Košickom kraji a v roku 2018 sa uskutoční Slávnostná konferencia – 19. slovenská štatistická konferencia – v Bratislave.

3. Každoročne uskutočníme seminár Výpočtová štatistika a v jeho rámci Prehliadku prác mladých štatistikov a demografov.
4. Budeme sa usilovať aby každoročne prebehol medzinárodný seminár Ekomstat (tri dni), konferencia „Pohľady na ekonomiku Slovenska“ (1 deň) a dvojdná akcia Nitrianske štatistické dni.
5. V miere našich možností zorganizujeme akcie Aplikácia metód na podporu rozhodovania, PRASTAN a FERNSTAT.
6. Budeme sa snažiť realizovať akciu „Demografické popoludnie“.

PUBLIKAČNÁ ČINNOSŤ

Budeme pokračovať vo vydávaní čísiel vedeckého časopisu FSS (Forum Statisticum Slovaccum) a budeme sa usilovať o zaradenie publikácie do zoznamu SCOPUS a iných databáz.

Z akcie *Pohľady na ekonomiku Slovenska* vydáme zborník s rovnomenným názvom. Z prehliadky Prác mladých štatistikov a demografov vydáme zborník prác.

MEDZINÁRODNÁ SPOLUPRÁCA

Na medzinárodnom poli sa naša činnosť sústreďuje do aktivít ISI, FENSTATS a V6. Budeme aktívne spolupracovať s Českou štatistickou spoločnosťou a Českou demografickou spoločnosťou.

V Bratislave 21.11. 2014

RNDr. Ján Luha, CSc.
vedecký tajomník

doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.
predseda

Výbor SŠDS na roky 2015 -2018

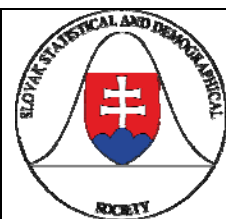
	Priezvisko a meno	E-mail	Funkcia v SŠDS
1	Benkovičová Ľudmila	Ludmila.Benkovicova@statistics.sk	<i>predsedníčka ŠÚSR</i>
2	Bernadič František	frantisek.bernadic@statistics.sk	
3	Bleha Branislav	bleha@fns.uniba.sk	podpredseda pre demografiu
4	Cár Mikuláš	Mikulas.Car@nbs.sk	
5	Cuper Ján	Jan.Cuper@statistics.sk	
6	Chajdiak Jozef	chajdiak@statis.biz	
7	Ivančíková Ľudmila	Ludmila.Ivancikova@statistics.sk	podpredsedníčka pre štátnu štatistiku
8	Janusová Anna	anna.janusova@statistics.sk	
9	Komorník Jozef	jozef.komornik@fm.uniba.sk	
10	Koróny Samuel	samuel.korony@umb.sk	
11	Kusendová Dagmar	dagmar.kusendova@fns.uniba.sk	
12	Mach Peter	petermach1951@yahoo.com	podpredseda pre medzinárodné vzťahy
13	Páleník Viliam	viliam.palenik@savba.sk	
14	Pastorek Lukáš	lukas.pastorek.sk@gmail.com	<i>predseda Klubu Dispersus</i>
15	Potančoková Michaela	potancokovam@hotmail.com	
16	Radvanský Marek	marek.radvansky@savba.sk	
17	Stankovičová Iveta	Iveta.Stankovicova@fm.uniba.sk	predsedníčka SŠDS
18	Szücs Gábor	Gabor.Szucs@fmph.uniba.sk	
19	Šprocha Branislav	sprocha@infostat.sk	
20	Tirpáková Anna	atirpakova@ukf.sk	
21	Tkáč Michal	mtkac@euke.sk	
22	Úradníček Vladimír	vladimir.uradnicek@umb.sk	podpredseda pre akademickú štatistiku
23	Vlačuha Robert	robert.vlacuha@statistics.sk	
24	Vojtková Mária	vojtkova@dec.euba.sk	hospodárka SŠDS
25	Želinský Tomáš	tomas.zelinsky@tuke.sk	vedecký tajomník SŠDS

Revízna komisia SŠDS na roky 2015 -2018

1	Kanderová Mária	maria.kanderova@umb.sk	
2	Sipková Ľubica	lubica.sipkova@gmail.com	predsedníčka RK
3	Katarína Holienčíková	katarina.holiencikova@statistics.sk	



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



Akcie SŠDS v roku 2015

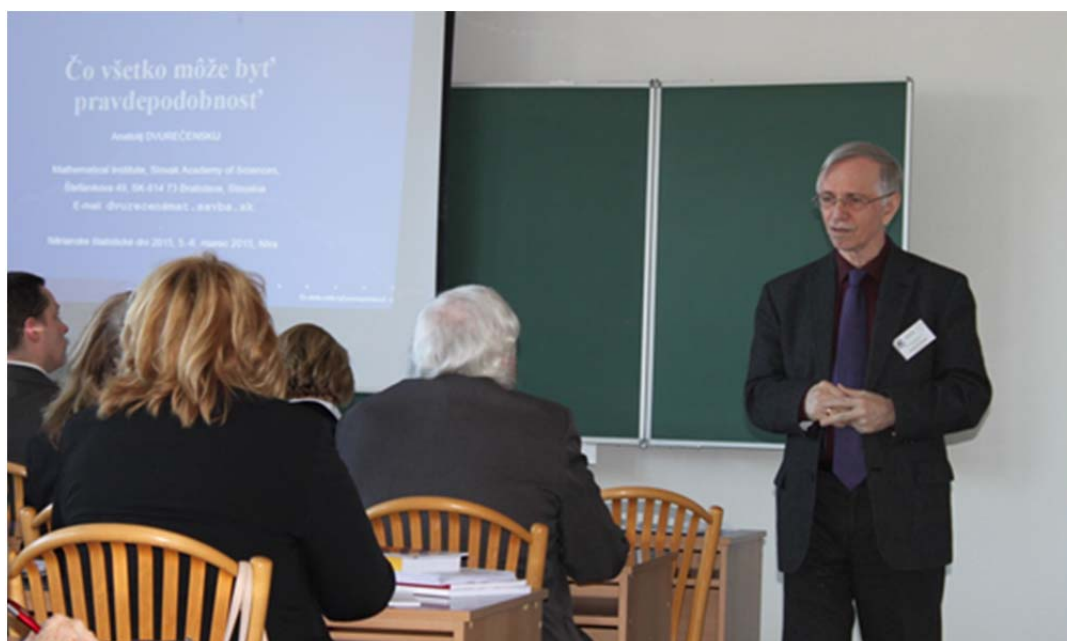
Variab. symbol	Termín konania	Názov podujatia
1501	5. - 6. 3. 2015	Nitrianske štatistické dni 2015, Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre
1502	14. 4. 2015	Konferencia Pohľady na ekonomiku Slovenska 2015: „Makroekonomický vývoj, vývoj HDP a skrytá ekonomika“, Ekonomická univerzita, Dolnozemská 1, Bratislava
1503	september 2015	MEDSTAT 2015 – VI. celoslovenská konferencia medicínskej štatistiky, Ružomberok
1504	24. - 28. 5. 2015	EKOMSTAT 2015: Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej, odbornej a hospodárskej praxi, 29. ročník, Trenčianske Teplice
1505	17. - 18. 9. 2015	15. Slovenská demografická konferencia, Trenčianske Teplice
1506	október 2015	Aplikácia metód na podporu rozhodovania vo vedeckej, technickej a spoločanskej praxi 2015, STU Bratislava
	nekoná sa	FERNSTAT 2015
1507	9. - 11. 10. 2015	STAKAN, Soláň, Beskydy ČR – spoločná akcia s ČStS
1508	3. - 4. 12. 2015	24. medzinárodný seminár „Výpočtová štatistika“, Bratislava
1509	3. - 4. 12. 2015	Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov, Bratislava
1510	priebežne	regionálne akcie
1511	priebežne	diskusné popoludnia, prednášky

Ôsmy ročník konferencie Nitrianske štatistické dni The 8th Conference Statistical Days in Nitra

V dňoch 5.-6. marca 2015 sa na Katedre matematiky Fakulty prírodných vied Univerzity Konštantína Filozofa v Nitre uskutočnila medzinárodná konferencia „Nitrianske štatistické dni 2015“. Konferenciu organizovali Katedra matematiky FPV UKF v Nitre a Slovenská štatistická a demografická spoločnosť. Konferencia sa konala pod záštitou dekana Fakulty prírodných vied UKF v Nitre, prof. RNDr. Libora Vozára, CSc. Konferencia bola určená hlavne pre pracovníkov univerzít Slovenskej republiky a Českej republiky.

Predsedička programového výboru prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc. privítala hostí a účastníkov konferencie a odovzdala slovo prodekanovi FPV UKF v Nitre RNDr. Dušanovi Vallovi, PhD., ktorý konferenciu slávnostne otvoril. V otváracom prejave zdôraznil význam konferencie a potrebu jej konania a budovania tradície. Na pôde Katedry matematiky FPV UKF v Nitre účastníkov konferencie privítala a pozdravila aj vedúca Katedry matematiky, doc. PaedDr. Gabriela Pavlovičová, PhD.

Pozvanie organizátorov konferencie tento rok prijal prof. RNDr. Anatolij Dvurečenskij DrSc. z Matematického ústavu Slovenskej akadémie vied, ktorý predniesol plenárnu prednášku. Vo svojej veľmi zaujímavej prednáške na tému: Čo všetko môže byť pravdepodobnosť porozprával o historickom vývoji pojmu pravdepodobnosti a o príspevku slovenských matematikov do tejto zaujímavej oblasti.



Obrázok 1: prof. RNDr. Anatolij Dvurečenskij DrSc. pri prednáške o pravdepodobnosti

S ďalšou prednáškou v pléne vystúpila riaditeľka nitrianskeho pracoviska Štatistického úradu Slovenskej republiky Ing. Renáta Dušová, ktorá účastníkov konferencie informovala o novom prerozdelení kompetencií jednotlivých národných pracovísk s dôrazom na činnosť pracoviska v Nitre. Účastníci konferencie mali možnosť pozrieť si aj ukážky publikácií vydaných ŠÚ SR, ktoré im poskytla Ing. Renáta Dušová v rámci svojej prezentácie.



Obrázok 2: Ing. Renáta Dušová predstavila činnosť Štatistického úradu Slovenskej republiky

V popoludňajšej časti konferencie prebiehali vystúpiť jednotliví účastníci s hodnotnými príspevkami zameranými na štatistiku a pravdepodobnosť. Príspevky sa týkali viacerých výskumných oblastí: regionálna štatistika, aplikácie štatistických metód, metodológia a prax zberu štatistických údajov, matematická štatistika a pravdepodobnosť, štatistický softvér a vyučovanie matematickej štatistiky. Pracovníci Národného ústavu certifikovaných meraní predstavili svoje pokroky pri riešení projektu Zvyšovanie kvality vzdelávania na základných a stredných školách s využitím elektronického testovania.



Obrázok 3: Pohľad do pléna

Workshop pre študentov doktorandského štúdia Filozofickej fakulty UKF v Nitre s názvom „Matematická štatistika vo výskume a praxi“ v piatok 6. marca pripravila a viedla prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc. z Katedry matematiky FPV UKF v Nitre.

Konferenciu garantoval programový a organizačný výbor v zložení: prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc., FPV UKF v Nitre (predseda); PaedDr. Kristína Cafíková, FPV UKF v Nitre; RNDr. Viliam Ďuriš, PhD., FPV UKF v Nitre; doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., STU, Bratislava; doc. PaedDr. Jana Kubanová, CSc., FES UPCE, Pardubice; doc. RNDr. Bohdan

Linda, CSc., FES UPCE, Pardubice; RNDr. Ján Luha, CSc., LF UK, Bratislava; prof. RNDr. Dagmar Markechová, CSc., FPV UKF v Nitre; PaedDr. Janka Medová, PhD., FPV UKF v Nitre; RNDr. Ľubomír Rybanský, PhD., FPV UKF v Nitre; doc. Ing. Iveta Stankovičová, PhD., FM UK, Bratislava; prof. RNDr. Ondrej Šedivý, CSc., FPV UKF v Nitre; doc. RNDr. Marta Vrábelová, CSc., FPV UKF v Nitre a Mgr. Zuzana Vitézová, FPV UKF v Nitre.

Adresa autoriek:

prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc.
PaedDr. Janka Medová, PhD.
Katedra matematiky FPV
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre
Tr. A. Hlinku 1
949 74 Nitra
atirpakova@ukf.sk

OBSAH CONTENTS

	Predhovor Foreword	1 2
Renáta Benda Prokeinová	Modelovanie spotrebiteľského správania v spotrebe mäsa na Slovensku Modelling consumer's behaviour of the meat consumption in Slovakia	3
Kristína Cafíková Antal Csáky	Vyučovanie matematiky netradičným spôsobom na základnej škole s cieľom prebudenia a udržiavania záujmu žiakov o matematiku Teaching mathematics in lower secondary education using a non-traditional method in order to awaken and sustain the learners' interest in mathematics	9
Antal Csáky Kristína Cafíková	Štatistické spracovanie výsledkov výstupného testu pre 9. ročník ZŠ projektu KEGA 015 UKF – 4/2012 Statistical processing of school year final test results of primary school 9th grade pupils under project KEGA 015 UKF – 4/2012	15
Melánia Feszterová, Marta Vrábelová	Štatistické vyhodnotenie didaktického testu z disciplíny Nebezpečné látky a procesy Dangerous Substances and Processes - Statistics Evaluation of Didactic Test	20
Radomíra Hornyák Gregáňová, Miriam Pietriková, Dana Országhová	Analýza hodnotenia výsledkov skúšok z matematiky a štatistiky na FEM SPU v Nitre The analysis of exams outcomes of Mathematics and Statistics at FEM SUA in Nitra	26
Jozef Chajdiak	Pohľad na vybrané aspekty štruktúry ekonomiky v roku 2010 View on selected aspects of the structure of the economy in 2010	31
Vlastimil Chytrý, Jaroslav Říčan, Ladislav Zilcher	Statistické vyhodnocení vlivu pohlaví na schopnost žáků řešit úlohy spojené s usuzováním Statistical evaluation of the impact of gender on the ability of students to solve problems associated with reasoning	37
Zuzana Juščáková	Socioekonomický a kultúrny status žiaka a jeho školská úspešnosť The Economic, Social and Cultural Status versus Educational Achievement of Pupil	43
Pavol Kaclik, Mária Kolková, Lukáš Piš, Jana Trajová	Modely pridanej hodnoty vo vzdelávaní slovenských stredných škôl Slovak High Schools Value-Added Models	50
Renata Klufová, Michael Rost, Pavel Tlustý, Jiří Kokštein	Ekonomická štruktúra českej populácie z pohľadu priestorovej analýzy dát Economic structure of the Czech population from the view of spatial data analysis	60
Rajmund Mirdala	Vplyv dopytového a menovo-politického šoku na vývoj úrokových sadzieb v nových členských krajinách EU Effects of Demand and Monetary Policy Shocks in Determining Short-term Interest Rates in the new EU Member Countries	66

Dana Országhová, Vladimír Matušek	Matematické kompetencie študentov vo vzťahu k výsledkom skúšok Students' mathematical competences in relation to the results of exams	75
Roman Pavelka	Modelování přidané hodnoty školy s nerovnoměrnými příspěvky na výkonnost žáků a studentů Modelling of school's value added with non-uniform contributions to the performance of pupils and students	81
Lukáš Piš, Jana Trajová, Pavol Kaclik, Mária Kolková	Vplyv kontextuálnych premenných na odhad pridanej hodnoty vo vzdelávaní Influence of contextual variables on estimation of school value added	87
Zuzana Poláková, Peter Obtulovič	Vývoj mortality v Slovenskej republike Development of mortality in the Slovak Republic	93
Peter Szabo	Závislosť medzi mierou pozornosti venovanej predvolebnej kampani a volenou stranou v parlamentných voľbách Relationship between the degree of attention paid to election campaign and elected party in parliamentary elections	98
Soňa Švecová, Janka Drábeková	Analýza vplyvu typu strednej školy na výsledky štúdia matematiky na vysokej škole Analysis of the impact of the type of secondary school the results of the study of mathematics at the university	104
Viliam Vajda, Marek Gróf	Analýza dopadov vybraných fundamentálnych informácií na menový pár EUR/USD Impact analysis of selected fundamental information to the EUR/USD currency pair	108
	Zo života SŠDS From Life of SSDS	114
Peter Mach	Valné zhromaždenie SŠDS (november 2014)	115
Anna Tirpáková Janka Medová	Ôsmy ročník konferencie Nitrianske štatistické dni The 8th Conference Statistical Days in Nitra	127
	Obsah Contents	130

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, ruštine 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 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).

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 2. . .

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

Registráciu vykonalo:

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: 00178764

DIC: 2021504276

Číslo účtu: 4021244256/7500

IBAN: SK3375000000004021244256

SWIFT kód: CEKOSKBX

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:

XI.

Číslo:

1/2015

Dátum vydania:

apríl 2015

ISSN 1336-7420

Cena výtlačku: 30 EUR

Ročné predplatné: 120 EUR