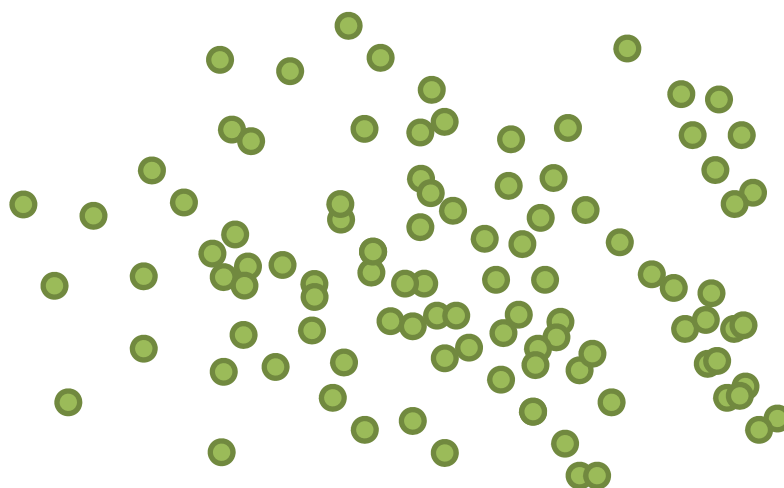
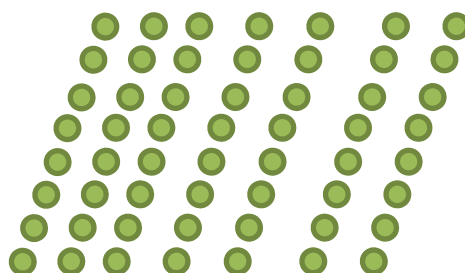


Slovenská štatistická a demografická spoločnosť
Slovak Statistical and Demographic Society



FORUM STATISTICUM SLOVACUM

recenzovaný vedecký časopis
scientific peer-reviewed journal



Ročník
Volume 12

Číslo
Issue 1/2016

FORUM STATISTICUM SLOVACUM

recenzovaný vedecký časopis Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti
scientific peer-reviewed journal of Slovak Statistical and Demographic Society

Ročník/Volume: 12

Číslo/Issue: 1/2016

Výkonná rada/Executive board

Predseda/Head

Iveta Stankovičová

Výkonný redaktor/Executive Redactor

Tomáš Želinský

Technická redaktorka/Technical Redactor

Janka Medová

Členovia/Members

Boris Burcin

Viera Labudová

Ivan Lichner

Ľubica Sipková

Mária Vojtková

Redakčná rada/Editorial board

Jitka Bartošová

Branislav Bleha

Martin Boďa

Ľudmila Ivančíková

Stanislav Katina

Jozef Komorník

Jana Kubanová

Dagmar Kusendová

Jitka Langhamrová

Bohdan Linda

Tomáš Löster

Dagmar Markechová

Silvia Megyesiová

Oľga Nánásiová

Viliam Páleník

Marek Radvanský

Hana Řezanková

Anna Tirpáková

Vladimír Úradníček



Vydavateľ: Slovenská štatistická a demografická spoločnosť, Miletičova 3, 824 67 Bratislava. **Publisher:** Slovak statistical and demographic society, Miletičova 3, 824 67 Bratislava, Slovakia. **Adresa redakcie/Editorial office:** Miletičova 3, 824 67 Bratislava, Slovakia. **IČO/Company ID:** 00178764. **DIČ/Tax ID:** 2021504276.
adm.ssds@ssds.sk <http://www.ssds.sk/sk/>



Registráciu vykonalo Ministerstvo kultúry Slovenskej republiky. **Dátum registrácie:** 27. júl 2005. **Evidenčné číslo:** EV 3287/09. **Tematická skupina:** B1. **Periodicita:** minimálne dvakrát ročne. **ISSN** 1336-7420.

Registered by: The Ministry of Culture of the Slovak Republic. **Date of registration:** 27 July 2005. **No:** EV 3287/09. **Topic group:** B1. **Periodicity:** minimum twice a year. **ISSN** 1336-7420.

Využití jádrové regrese s lokální šířkou vyhlazovacího okna pro identifikaci odlehlých hodnot v environmentálních datech

The Application of Kernel Regression with Local Bandwidth to Identification of Outlier Values in Environmental Data

Martina Čampulová^{ab}, Jaroslav Michálek^a

^a Univerzita obrany, Kounicova 156/65, 662 10 Brno, Česká republika

^a University of Defence, Kounicova 156/65, 662 10 Brno, Czech Republic

^b Ústav výzkumu globální změny AV ČR, v.v.i., Bělidla 986/4a, 603 00 Brno, Česká republika

^b Global Change Research Institute CAS, Bělidla 986/4a, 603 00 Brno, Czech Republic

martina.campulova@unob.cz, jaroslav.michalek@unob.cz

Abstrakt: V environmentálních a ekonomických datech se vyskytují odlehlá a chybná měření, jejichž kvalitu je nutné posoudit. Je proto třeba automaticky identifikovat pozorování, která jsou významně odchýlená od ostatních měření. V tomto článku je představena metodologie pro automatickou identifikaci odlehlých hodnot, která je ilustrována na reálných environmentálních datech.

Abstract: Outlier and erroneous measurements, whose quality must be assessed, occur in environmental and econometric data. It is therefore necessary to identify automatically observations that are significantly deviated from the other measurements. This article presents the methodology for the automatic identification of outlier values, which is illustrated on real environmental data.

Klíčové slova: Jádrová regrese. Lokální šířka vyhlazovacího okna. Odlehlá měření.

Key words: Kernel regression. Local bandwidth. Outlier measurements.

1 Úvod

Ekonomické a environmentální časové řady často obsahují odlehlá a nevalidní pozorování, která mohou být způsobena např. chybami měření. Kvalita těchto pozorování musí být posouzena, a případné chybné hodnoty identifikovány. Aby mohla být kvalita pozorování významně odchýlených od ostatních hodnot posouzena, je nutné tato pozorování automaticky identifikovat.

Pro takovou úlohu je v tomto článku představena metodologie, která je ilustrována na koncentračních datech troposférického ozonu. Navržená metoda je založena na jádrové regresi, tedy na neparametrické regresní analýze. Původní data jsou vyhlazena pomocí neparametrické regresní funkce, a dále je provedena analýza odchylek původních hodnot od odhadu jádrové regresní funkce. Přestože je metodologie aplikována na environmentální data, je možné ji využít také v ekonometrii pro vyhodnocení ekonomických dat.

2 Data

Koncentrace troposférického ozonu je kontinuálně měřena na Atmosférické stanici (AS) Křešín u Pacova s časovým krokem 1 minuta. Měření probíhá ve třech výškových úrovních 250 m vysokého meteorologického stožáru, který tvoří hlavní část AS. Výsledky navržené metody jsou demonstrovány na koncentračních datech, která byla naměřena dne 28. 4. 2014 ve 125 m.

3 Formulace modelu

V tomto odstavci je popsán model jádrové regrese, což je neparametrická metoda, která odhaduje regresní funkci v daném bodě jako vážený průměr okolních pozorování, přičemž váhy jsou určeny volbou tzv. jádrové funkce. Označíme-li Y_i i -té pozorování závisle proměnné a x_i časový okamžik odpovídající pozorování Y_i , heteroskedasticitní regresní model je dán vztahem

$$Y_i = m(x_i) + \sigma(x_i)\varepsilon_i, \quad \text{pro } i = 1, \dots, n, \quad (1)$$

kde m je neznámá regresní funkce, ε_i značí náhodné veličiny představující chyby měření a $\sigma(x_i)$ je varianční funkce vyjadřující rozptyl náhodných veličin Y_i . O náhodných veličinách ε_i předpokládáme, že jsou nezávislé, identicky rozdělené, mají nulovou střední hodnotu a jednotkový rozptyl, tedy

$E(\varepsilon_i)=0$, $\text{Var}(\varepsilon_i) = 1$, pro $i = 1, \dots, n$. Dále předpokládáme, že časové okamžiky x_i jsou ekvidistantní, leží v intervalu $\langle a, b \rangle$, a jsou tedy určeny vztahem $x_i = a + \left(\frac{i-0.5}{n}\right)(b-a)$.

4 Jádrové odhady

O funkcích $m(x)$, $\sigma(x)$ budeme předpokládat, že vyhovují standardním předpokladům regularity uvedených např. v [4]. Potom lze regresní funkci m v modelu (1) odhadnout užitím Gasser-Müllerova konvolučního jádrového odhadu, který je tvaru

$$\hat{m}(x, h_x) = \sum_{i=1}^n Y_i \int_{t_{i-1}}^{t_i} \frac{1}{h_x} K\left(\frac{x-u}{h_x}\right) du, \quad \text{pro } x \in \langle a + h_x, b - h_x \rangle, \quad (2)$$

kde $h_x = h(x)$ je šířka vyhlazovacího okna v bodě x , funkce K je tzv. jádrová funkce (stručně jádro) obecně řádu $0, k \geq 2$, (viz [1]), a integrální meze jsou dány $t_0 = a, t_i = 0,5(x_i + x_{i+1})$ pro $i = 1, \dots, n-1, t_n = b$. Pro vyhlazení environmentálních dat doporučujeme s ohledem na výpočetní čas jádra s řádem $k = 2$. Empirickými zkušenostmi byla ověřena vhodnost Epanechnikova jádra, které je dáno vztahem $K(x) = 0.75(1-x^2)$ pro $x \in \langle -1; 1 \rangle$ a $K(x) = 0$ pro $x \notin \langle -1; 1 \rangle$.

Vztah (2) umožňuje odhadnout regresní funkci pouze na intervalu $\langle a + h_x, b - h_x \rangle$. Na pravém okolí bodu a a levém okolí bodu b lze odhad $\hat{m}(x, h_x)$ získat užitím speciálně volené jádrové funkce, tedy pomocí tzv. hraničních jader [1].

5 Kvalita odhadu

Lokální kvalitu jádrového odhadu v bodě x lze posoudit pomocí střední kvadratické chyby (Mean Squared Error) $\text{MSE}[\hat{m}(x, h_x)] = E[\hat{m}(x, h_x) - m(x)]^2$. Globální kvalitu odhadu lze potom popsat střední integrální kvadratickou chybou $\text{MISE}(\hat{m}) = E \int_a^b w(x) [\hat{m}(x, h_x) - m(x)]^2 dx$, kde $w(x)$ je vhodně zvolená váhová funkce definovaná na $\langle a, b \rangle$, která umožňuje modifikovat chybu odhadu s ohledem průběh regresní funkce a také eliminovat vliv hraničních efektů. Pro praktické účely je dle [4] doporučeno volit váhovou funkci blízkou charakteristické funkci intervalu $\langle 0.9a + 0.1b; 0.1a + 0.9b \rangle$, což splňuje např. funkce $w(x) = \min\{1, [1 + (15(x-a)(b-a)^{-1} - 2)^3]^3_+\}$, pro $a \leq x \leq (a+b)/2$ a $w(x) = w(a+b-x)$ pro $(a+b)/2 < x \leq b$.

Protože ve vztazích pro výpočet chyb $\text{MSE}[\hat{m}(x, h_x)]$ a $\text{MISE}(\hat{m})$ vystupuje neznámá funkce $m(x)$, nelze tyto chyby bez znalosti $m(x)$ stanovit. Proto se v praktických výpočtech užívají asymptotické tvary těchto chyb, tedy asymptotická střední kvadratická chyba $\text{AMSE}[\hat{m}(x, h_x)]$ aproximující $\text{MSE}[\hat{m}(x, h_x)]$, a asymptotická střední integrální kvadratická chyba $\text{AMISE}(\hat{m})$, která aproximuje $\text{MISE}(\hat{m})$. Aproximaci lokální, resp. globální chyby lze získat zanedbáním nevýznamných členů v odhadech $\text{MSE}[\hat{m}(x, h_x)]$, resp. $\text{MISE}(\hat{m})$.

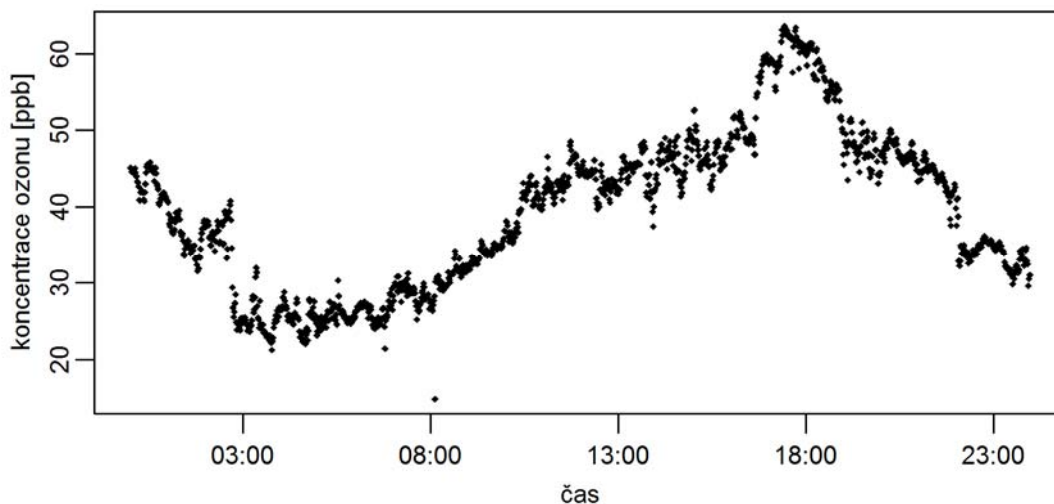
Je známo, že kvalitu jádrového odhadu zásadně ovlivňuje šířka vyhlazovacího parametru h_x , která může být zvolena globálně i lokálně. Protože lokální odhad šířky vyhlazovacího okna h_x je určen v závislosti na lokálním průběhu regresní funkce, odhad $\hat{m}(x, h_x)$ lépe popisuje data. Navržená metoda pro detekci odlehlých hodnot je tedy založena na jádrové regresi s lokální šířkou vyhlazovacího okna, která je odhadnuta užitím lokálního iterativního plug-in algoritmu [4]. Princip algoritmu je popsán v následujícím odstavci.

6 Plug-in algoritmus

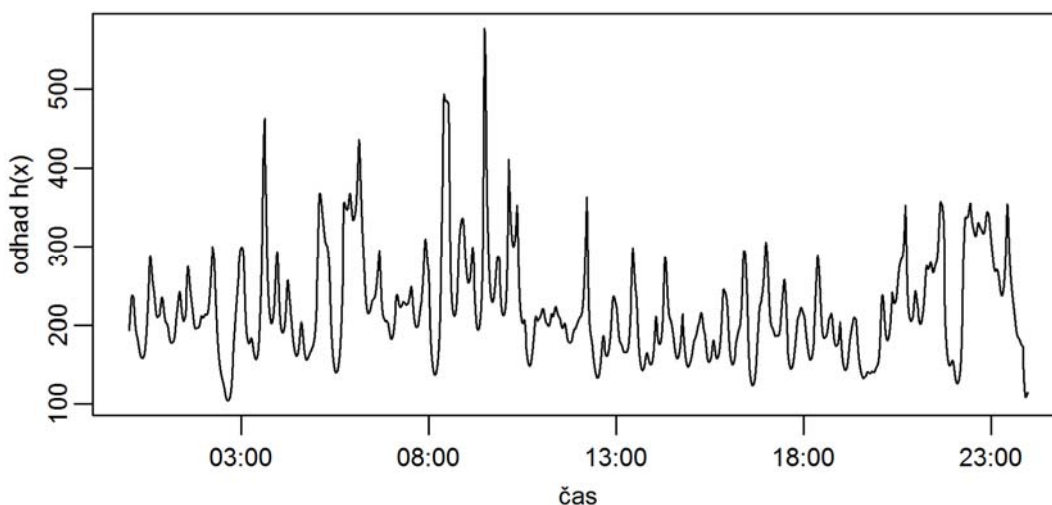
Užitím plug-in algoritmu je konstruován odhad šířky vyhlazovacího okna h_x , který minimalizuje asymptotickou střední kvadratickou chybu $\text{AMSE}[\hat{m}(x, h_x)]$. V prvním kroku algoritmu je v závislosti na řádu jádra a dimenzi dat zvolen parametr $\hat{h}_0$. Z tohoto parametru se vychází v následujících $(k+1)(2k+1)$ iteracích, během kterých je generována posloupnost globálních šířek vyhlazovacího okna minimalizujících asymptotickou střední integrální kvadratickou chybu $\text{AMISE}[\hat{m}(x, h)]$. Lokální odhad šířky vyhlazovacího okna je určen v posledním kroku algoritmu, jehož formální zápis je možné nalézt v [4].

7 Aplikace jádrové regrese při validaci

V tomto odstavci je na datech, která byla naměřena 28. 4. 2014 ve výšce 125 m, ilustrována navržená metoda. Koncentrace troposférického ozonu je znázorněna v grafu na obrázku 1, z kterého je patrné, že přibližně v 8:00 hod se v datech vyskytuje odlehlá hodnota. Graf obrázku 2 zobrazuje odpovídající odhad lokální šířky vyhlazovacího okna $h_x = h(x)$. Je zřejmé, že v místech, kde koncentrační data vykazují relativně velkou variabilitu (např. v okolí časového okamžiku 2:38) je šířka vyhlazovacího okna relativně malá. Naopak na úsecích, kde pozorované hodnoty koncentrací vykazují relativně malou variabilitu má odhad h_x relativně velké hodnoty.



Obr. 1 Koncentrace troposférického ozonu [ppb]

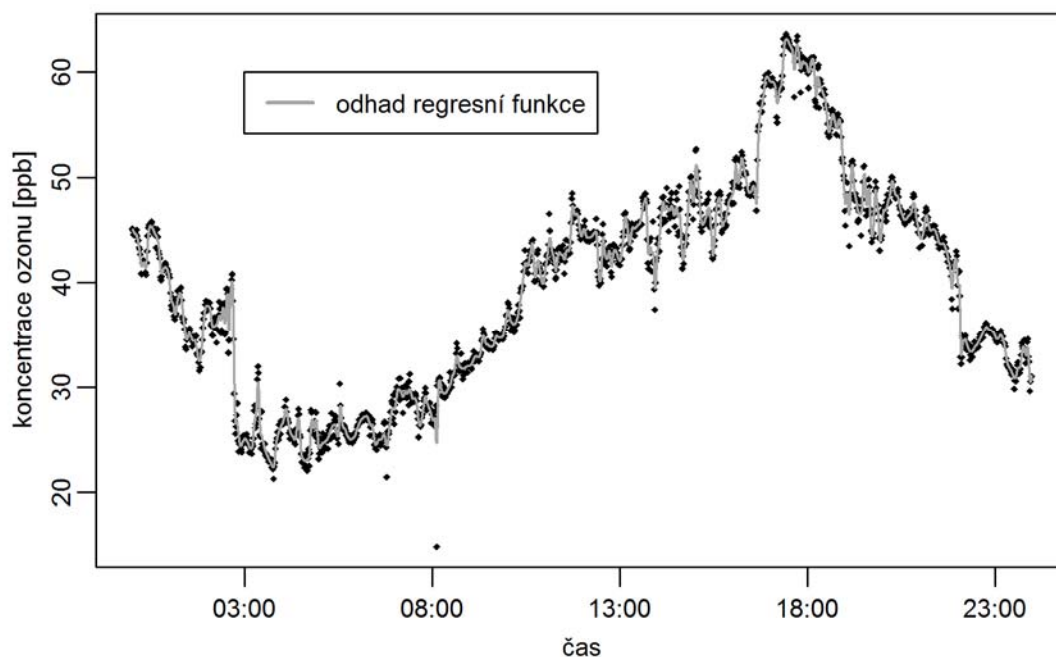


Obr. 2 Odhad lokální šířky vyhlazovacího okna $h(x)$

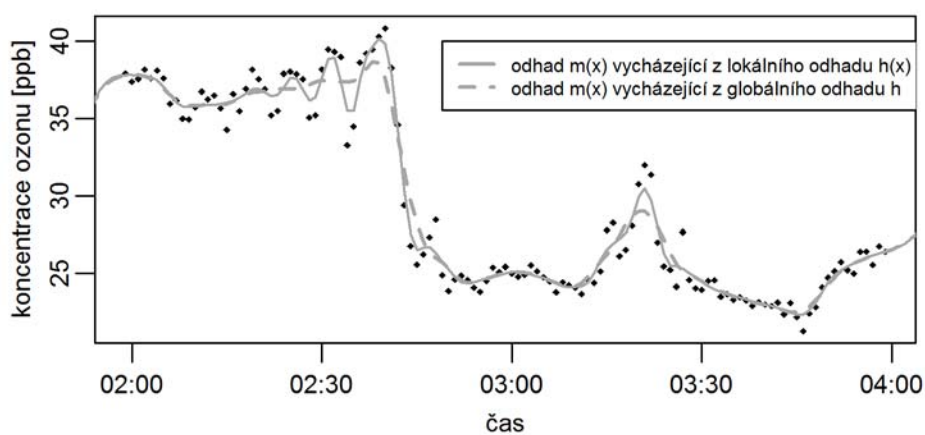
Odhad jádrové regresní funkce $\hat{m}(x_i)$, $i = 1, \dots, n$, kde $n = 1440$, nalezený užitím Epanečnikova jádra, je vykreslen v grafu obrázku 3. Graf obrázku 4 zobrazuje koncentrační data v čase 2:00-4:00 a odhady regresní funkce $\hat{m}(x)$ vycházející z lokální a globální šířky vyhlazovacího okna h a h_x . Odhad globální šířky vyhlazovacího okna $\hat{h} = 249$ byl nalezen užitím algoritmu [3]. Je patrné, že odhad regresní funkce založený na lokální šířce vyhlazovacího okna se lépe přizpůsobí datům a křivost křivky, která odhad znázorňuje, se mění v závislosti na variabilitě dat. Tento jev je zřejmý především v lokálních extrémech regresní funkce (např. přibližně v čase 2:30), kde je odhad regresní funkce založený na globální šířce vyhlazovacího okna přehlazený.

Ze získaného odhadu $\hat{m}(x_i)$ znázorněného na obrázku 3 jsou dále určeny odchylky $d_i = Y_i - \hat{m}(x_i)$ měřených hodnot od jádrového vyhlazení a užitím change point analýzy jsou pomocí PELT algoritmu [5] identifikovány časové okamžiky, ve kterých dochází ke změně variability odchylek d_i .

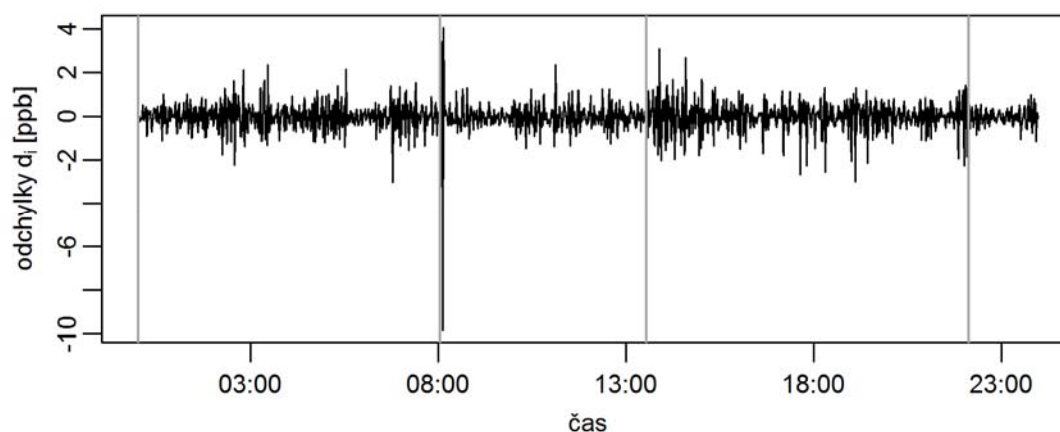
Denní časová řada pozorovaných hodnot Y_i je tak rozdělena na několik úseků, přičemž odchylky d_i na jednotlivých úsecích vykazují přibližně konstantní variabilitu.



Obr. 3 Koncentrace troposférického ozonu s odhadem regresní funkce $\hat{m}(x)$



Obr. 4 Koncentrace troposférického ozonu v čase 2:00-4:00 a odhady regresní funkce $\hat{m}(x)$ vycházející z lokální a globální šířky vyhlazovacího okna h a $h(x)$

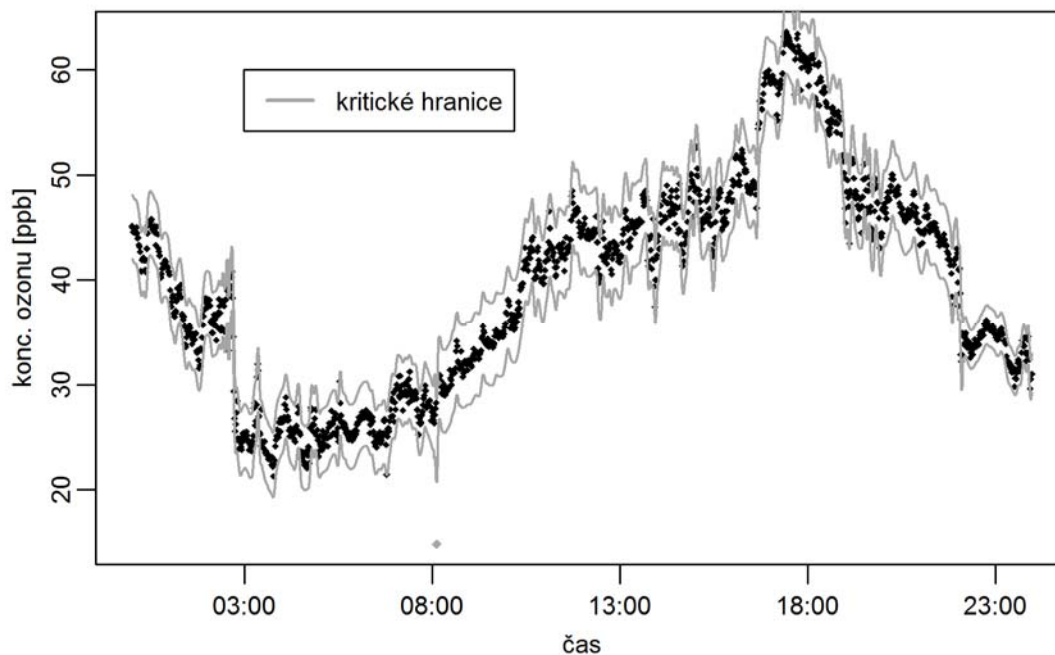


Obr. 5 Odchylky d_i

Rozdělení dat na úseky je vyznačeno v grafu na obrázku 5, kde jsou zobrazeny odchylky d_i a jednotlivé úseky nalezené užitím PELT algoritmu jsou vyznačeny svislými čarami.

Pomocí QQ grafů bylo graficky ověřeno, že odchylky d_i na jednotlivých úsecích nevykazují významné odchylky od normality. Na každém úseku tedy předpokládáme normální rozdělení odchylek d_i , a hodnoty Y_i , které překračují kritické hranice $\hat{m}(x_i) \pm 6\hat{\sigma}_i$, kde $\hat{\sigma}_i$ značí směrodatnou odchylku vypočtenou z d_i na odpovídajícím úseku, jsou identifikovány jako odlehlé.

Koncentrace troposférického ozonu a kritické hranice jsou znázorněny v grafu na obrázku 6. Pozorování, která tyto hranice překračují, jsou znázorněna šedými body. Z grafu je patrné, že v denní časové řadě byla identifikována 1 odlehlá hodnota, která byla nalezena v čase 8:07. Výsledky jsou rovněž shrnuty v tabulce 1.



Obr. 6 Koncentrace troposférického ozonu a kritické hranice

Tab. 1 Shrnutí výsledků

Časy identifikovaných odlehlých hodnot	28. 4 2014, 8:07
Počet identifikovaných odlehlých hodnot v datech	1
Podíl identifikovaných odlehlých hodnot v datech	0.000694

8 Závěr

V této práci byl popsán jádrový regresní model a byla představena metoda umožňující automaticky identifikovat odlehlá a nevalidní měření v dlouhých časových řadách. Předností metody je, že vychází z neparametrické regrese s lokální šířkou vyhlazovacího okna a uvažuje tak lokální průběh dat. Metoda byla aplikována na koncentrace troposférického ozonu měřená na AS Křešín u Pacova dne 28. 4. 2014, a byla tak detekována odlehlá hodnota v čase 8:07.

Přestože to v předcházejícím odstavci není uvedeno, na prezentovaných datech byla testována také metoda analogická navržené metodě, založená na v praxi častěji používané jádrové regresi s globální šířkou vyhlazovacího okna. Užitím metody vycházející z jádrové regrese s globálním parametrem, který byl nalezen užitím plug-in metody navržené v [3], byly nalezeny dvě odlehlé hodnoty v časech 8:07 a 2:34. Identifikace odlehlé hodnoty v nočních hodinách je však způsobena tím, že odhad regresní funkce založený na globální šířce vyhlazovacího okna může být v časech odpovídajících lokálním extrémům regresní funkce přehlazený a odchylky koncentrace od odhadu regresní funkce potom vykazují relativně vysoké hodnoty.

Přestože představená metoda byla ilustrována na environmentálních datech, metodologie je obecná, a může být použita i v jiných oborech. Jednou z možných aplikací mohou být např. ekonometrické řady.

9 Literatura

- [1] Gasser, T., Muller, H.-G., Mammitzsch, V. 1985. Kernels for Nonparametric Curve Estimation, In: *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B*, 47, pp. 238-252.
- [2] Gasser, T., Stoka, L., Jennen-Steinmetz, C. 1986. Residual Variance and Residual Pattern in Nonlinear Regression. In: *Biometrika*, Vol. 73, No. 3, pp. 625-633.
- [3] Gasser, T., Kneip, A., Koehler, W. 1991. A flexible and fast method for automatic smoothing, In: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 86, pp. 643-652.
- [4] Herrmann, E. 1997. Local bandwidth choice in kernel regression estimation. In: *Journal of Graphical and Computational Statistics*, Vol. 6, No. 1, pp. 35-54.
- [5] Killick, R., Fearnhead, P., Eckley, I.A. 2012. Optimal detection of changepoints with a linear computational cost. In: *JASA*, Vol. 107, No. 500, pp. 1590-1598.

10 Poděkování

Tento příspěvek byl vytvořen za finanční podpory MŠMT v rámci programu NPU I, číslo projektu LO1415, a za finanční podpory ZRO AERO.

Nerovnosti v oblasti spotreby v SR Consumption Inequalities in Slovakia

Gabriela Dováľová^a, Brian König^{ab}

^a Ekonomický ústav SAV, Šancova 56, 811 05 Bratislava

^a Institute of Economic Research of Slovak Academy of Sciences, Šancova 56, 811 05 Bratislava, Slovakia

^b Ekonomická univerzita v Bratislave, Fakulta hospodárskej informatiky, Dolnozemska cesta 1/b, 852 35 Bratislava

^b The University of Economics in Bratislava, Faculty of Economic Informatics, Dolnozemska cesta 1/b, 852 35 Bratislava, Slovakia

gabriela.dovalova@savba.sk, brian.konig@savba.sk

Abstrakt: Článok sa zaoberá nerovnosťami v oblasti spotreby na Slovensku. Hlavným cieľom tohto článku bolo preskúmať, do akej miery sa nerovnosti v oblasti príjmov transformujú do nerovností v oblasti spotreby. Analýza dát čistých peňažných príjmov domácností na národnej a regionálnej úrovni ukázala, že nerovnosti v oblasti čistých peňažných príjmov zo zamestnania sú jedným z hlavných zdrojov príjmových nerovností domácností na Slovensku ako aj to, že príjmové nerovnosti nie sú plne transformované do nerovností v oblasti spotreby. Analýza tiež poukázala na prehĺbenie regionálnych nerovností v oblasti pracovných príjmov vplyvom finančnej a ekonomickej krízy, čo sa však opäť plne neprejavilo v spotrebe. Vývoj nerovností v spotrebe na Slovensku bol ovplyvnený pôsobením viacerých faktorov, medzi ktoré možno zaradiť aj cenový vývoj. Cieľom tohto článku bolo tiež ukázať, ako cenový vývoj prispel k vývoju týchto nerovností v oblasti spotreby.

Abstract: The article deals with consumption inequalities in Slovakia. The main aim of the article was to analyse to what extent income inequality has been transformed into the consumption inequality. The data analysis of the household net disposal income at national and regional levels has shown that the inequalities in household labour income are one of the main sources of household income inequalities in Slovakia and that the income inequality has not been fully followed by consumption inequality. The analysis has also shown that the regional labour income inequality has been exacerbated by the financial and economic crisis but has not been fully reflected in consumption. The evolution of consumption inequalities in Slovakia has been influenced by the combination of different determinants among which the development of prices can be included. The aim of this article was also to show how the development of prices contributed to this evolution of consumption inequalities.

Kľúčové slová: Spotreba. Index spotrebiteľských cien. QUAIDS model.

Key words: Consumption. Consumer price index. Inequality. QUAIDS model.

1 Úvod

Skúmanie spotrebiteľského správania nadobúda na význame najmä z dôvodu úzkeho prepojenia spotreby a trhu práce. Ako sa už v minulosti ukázalo, domácnosti majú tendenciu odkladať spotrebu do budúcnosti v prípade neistého ekonomického vývoja, čo má následne vplyv nielen na výrobné kapacity, ale aj na samotný trh práce. Očakáva sa, že príspevok domácej spotreby k ekonomickému rastu bude oproti minulosti väčší. Naplnenie tohto očakávania, by mohlo sťažiť pôsobenie niekoľkých faktorov ako napríklad demografický vývoj (Slovensko bude mať jednu z najrýchlejšie starnúcich populácií v Európe, čo bude predstavovať enormnú záťaž z pohľadu verejných financií; diskutovaná je udržateľnosť dôchodkového systému, vplyv starnutia populácie na celkový agregátny dopyt a pod.), či rast príjmových nerovností, pričom ako problematické sa tiež ukazuje rast zadlženia domácností. Starnutie populácie, ale aj rast príjmových nerovností môže v dôsledku zmeny preferencií vo významnej miere ovplyvniť štruktúru spotreby, čo môže následne viesť ku sektorovým zmenám v ekonomike. V podmienkach Slovenska sa tejto problematike venovali napr. Štefánik a kol. (2013), Lichner – Radvanský – Petříková (2014) a i. Na pokles príjmových nerovností pred vypuknutím finančnej a ekonomickej krízy, a naopak, na ich rast v nasledujúcom období upozornili aj niektorí iní autori, napr. Pauhofová – Martinák (2014). Medzi tých, ktorí využívali QUAIDS (Quadratic Almost Ideal Demand System) model a dáta z rodinných účtov pri analýze nerovností v oblasti spotreby možno zaradiť aj autorov napr. Cupák – Pokrivčák – Rizov (2015), ktorí na analýze potravín ukázali, že ovocie a zelenina predstavujú pre niektoré skupiny obyvateľstva na Slovensku ešte stále luxusné tovary, ktoré si v dôsledku nízkych príjmov môžu dovoliť spotrebovať len v obmedzenej miere. Tento článok by mal prispieť do diskusie, do akej miery sa príjmové nerovnosti odzrkadľujú v oblasti

spotreby v podmienkach Slovenska. Tejto problematike sa v zahraničí venovali viacerí autori, napr. Jappelli – Pistaferri (2009), Blundell – Pistaferri – Preston (2008), Aguiar – Bils (2015) a pod.

2 Metodológia a dáta

V tomto článku vychádzame zo štúdie König – Dováľová (2016), ktorá podrobnejšie zachytáva použitú metodológiu na odhad výdavkových elasticít a detailnejšie popisuje QUAIDS model vyvinutý autormi Banks – Blundell – Lewbel (1997). Tento model je rozšíreným modelom AIDS (Almost Ideal Demand System), ktorý popísali Deaton – Maellbauer (1980), avšak berie do úvahy kvadratické Engelove krivky. Toto umožňuje, že niektoré skupiny tovarov a služieb sa stávajú pre určitú príjmovú úroveň domácností luxusnými, pričom pre inú príjmovú skupinu môžu patriť naďalej do skupiny nevyhnutných tovarov a služieb.

Model QUAIDS definuje rovnice podielov výdavkov jednotlivých výdavkových skupín na celkových výdavkoch domácností. Rovnice podielov výdavkov w_i sú v tvare:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right) + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})} \left[\ln \left(\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right) \right]^2, \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

kde $\mathbf{p}$ vyjadruje vektor cien, m – reprezentuje celkové výdavky domácnosti, $\ln a(\mathbf{p})$, $b(\mathbf{p})$, $\lambda(\mathbf{p})$ sú funkcie vektora cien $\mathbf{p}$, p_j – cena j-teho tovaru a α_i , β_i , γ_{ij} , λ_i sú odhadované parametre.¹ Výdavkové elasticity ε_i sú následne vypočítané pomocou parciálnej derivácie funkcie (1) vzhľadom na $\ln m$ nasledovne:

$$\mu_i = \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(\mathbf{p})} \left[\ln \left(\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right) \right] \quad (2)$$

Pričom výdavková elasticita je definovaná ako ε_i :

$$\varepsilon_i = 1 + \mu_i / w_i \quad (3)$$

Cieľom tohto článku je ukázať s využitím štatistických a ekonometrických modelovacích techník, či na Slovensku dochádzalo v sledovanom období (medzi rokmi 2004-2012) k prehľbovaniu príjmových nerovností a identifikovať do akej miery boli tieto nerovnosti transformované do oblasti spotreby. V nasledujúcej časti príspevku sa podrobnejšie zameriame na trend nerovností v oblasti čistých peňažných príjmov domácností a spotrebných výdavkov analyzovaných na základe údajov z rodinných účtov 2004 až 2012. Mikroúdaje za roky 2013 a 2014 neboli analyzované z toho dôvodu, že tieto údaje boli simulované. Mikroúdaje za rok 2015 neboli ešte v čase analýzy dostupné. Analýza nerovností je založená na využití pomerového ukazovateľa príjmov resp. výdavkov 20 % najbohatších a najchudobnejších domácností (s80/s20) prepočítaných na jedného člena domácnosti, pričom z analýzy je vynechaných dolných a horných 5 % domácností a to z dôvodu výskytu extrémnych hodnôt. Analýza je rozšírená o medzinárodné porovnanie, ktorého cieľom bolo poukázať na to, aká je pozícia Slovenska v príjmových nerovnostiach v porovnaní s krajinami EÚ28 a priblížiť rozdielnosti v spotrebe medzi Slovenskom a krajinami EÚ15.

Model QUAIDS bol využitý na identifikovanie výdavkových elasticít pre vyššie a nižšie príjmové domácnosti a teda na určenie, ktoré tovary a služby možno zaradiť medzi luxusné a ktoré medzi nevyhnutné pre jednotlivé typy domácností.² Následne bol analyzovaný cenový vývoj skupiny luxusných tovarov a služieb ako aj cenový vývoj potravín a nealkoholických nápojov a bývania a energií, ktoré tvoria podstatnú časť celkových spotrebných výdavkov najmä pri nižšie príjmových domácnostiach. Úlohou bolo zistiť, či cenový vývoj prispel k prehĺbeniu nerovností v spotrebe.

Pri odhadovaní QUAIDS modelu boli využité tieto dva typy dát: mikroúdaje štatistiky rodinných účtov poskytnuté Štatistickým úradom SR za roky 2004-2012 a údaje týkajúce sa zmien cenovej

¹ Popis celého modelu QUAIDS je uvedený v Banks – Blundell – Lewbel (1997), ako aj v König – Dováľová (2016).

² Za luxusný tovar považujeme ten, ktorého výdavková elasticita nadobúda vyššiu hodnotu ako 1 a za nevyhnutný považujeme tovar, ktorého výdavková elasticita je v intervale 0-1.

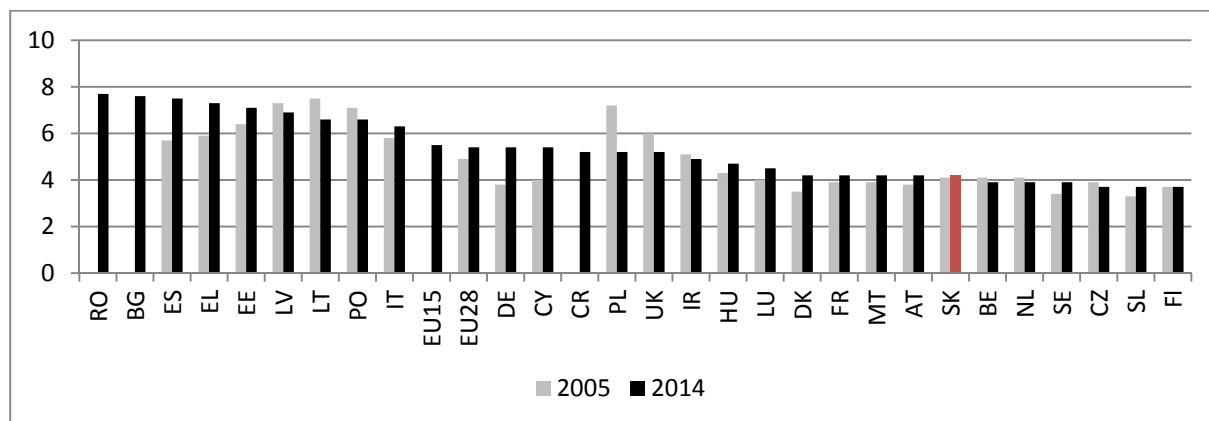
hladiny, teda hodnoty indexu spotrebiteľských cien (CPI). Pre potreby analýzy boli spotrebné výdavky domácností využívané v členení na týchto deväť skupín:

- CP01 - potraviny a nealkoholické nápoje,
- CP02 - alkoholické nápoje a tabak,
- CP03 - odevy a obuv,
- CP04 - bývanie, voda, elektrina, plyn a iné palivá,
- CP05 - nábytok, bytové vybavenie a bežná údržba domu,
- CP06 - zdravie,
- CP07 - doprava + pošta a telekomunikácie,
- CP08 - rekreácia kultúra + hotely, kaviarne a reštaurácie,
- CP09 – rôzne tovary a služby.

Štatistika rodinných účtov neposkytuje individuálne údaje o spotrebovaných množstvách tovarov a služieb jednotlivými domácnosťami, z tohto dôvodu sme pri odhadovaní QUAIDS modelu využívali údaje o spotrebných výdavkoch vynaložených na jednotlivé skupiny a podskupiny tovarov a služieb, pričom sme vychádzali zo štúdie Dybczak a kol. (2014).

3 Medzinárodné porovnanie nerovností v oblasti príjmov a spotreby

Nižšie prezentované medzinárodné porovnanie príjmových nerovností je založené na pomerovom ukazovateli disponibilných príjmov horného a dolného kvintilu (s_{80}/s_{20}), čo znamená, že sa porovnávajú príjmy 20 % najbohatších a 20 % najchudobnejších ľudí vo vekovej kategórii do 65 rokov. Z údajov z grafu 1 vyplýva, že Slovenská republika patrí medzi sedem krajín EÚ28 s najnižšími príjmovými rozdielmi vo vekovej kategórii do 65 rokov. Hodnoty uvedeného koeficientu (podiel horného a dolného kvintilu s_{80}/s_{20}) sa na Slovensku vo vekovej kategórii do 65 rokov medzi rokmi 2005 a 2014 mierne zvýšili a to z hodnoty 4,1 na hodnotu 4,2 avšak naďalej zotrvávajú pod úrovňou priemeru EÚ28, ktoré boli v danom období na úrovni 4,9 a 5,4.



Graf 1 Príjmové nerovnosti vo vekovej kategórii do 65 rokov (podiel s_{80}/s_{20})

(Zdroj: Vlastné spracovanie na základe údajov z Eurostatu)

V nasledujúcej časti príspevku sa zameriame na medzinárodné porovnanie spotrebných výdavkov pre vybrané skupiny tovarov a služieb podľa COICOP-u pre 20 % najbohatších a 20 % najchudobnejších domácností.

V štruktúre výdavkov na spotrebu 20 % domácností s najnižšími príjmami dominujú výdavky na nevyhnutné tovary a služby, teda na potraviny a nealkoholické nápoje a na bývanie a energie, ktorých vysoký podiel na celkových spotrebných výdavkoch výrazným spôsobom limituje možnosti týchto domácností uspokojiť svoje potreby v ďalších oblastiach. Z medzinárodného porovnania vidieť veľmi nízke výdavky najmä v kategóriách rekreácia a kultúra či hotely, reštaurácie a kaviarne, či nábytok a bytové vybavenie. V týchto kategóriách tovarov a služieb u tohto typu domácností tak dochádza len k miernemu saturovaniu potrieb, nakoľko tovary a služby v týchto kategóriách sú pre túto skupinu domácností len ťažko dostupné.

Tab. 1 Medzinárodné porovnanie spotrebných výdavkov pre vybrané skupiny tovarov a služieb (COICOP), dolný kvintil, normalizované na 1 000 Eur, r. 2010 (Zdroj: Vlastné spracovanie na základe údajov z Eurostatu)

	Potraviny a nealko nápoje	Odevy a obuv	Bývanie a energie	Nábytok, bytové vybavenie	Zdravie	Rekreácia a kultúra	Hotely, rešt. a kaviarne	Ostatné
EU28	187	36	376	42	31	68	41	219
EU15	153	39	371	45	26	76	48	242
CZ	228	34	345	54	41	93	33	172
DK	122	35	409	48	33	102	46	205
DE	149	36	412	34	30	85	32	222
FR	158	43	321	40	17	64	45	312
HU	209	19	451	29	52	43	22	175
AT	146	53	290	64	36	101	52	258
SK	238	30	483	32	37	40	16	124
FI	148	26	360	36	45	92	38	255

Keď sa pozrieme na spotrebu 20 % najbohatších domácností, tak jej štruktúra sa viac približuje štruktúre spotreby krajín EÚ15. Avšak aj z tohto medzinárodného porovnania je vidieť vyšší podiel výdavkov na potraviny, nealkoholické nápoje a bývanie a energie v porovnaní s priemerom EÚ15. Odlišné spotrebiteľské správanie sa domácností na Slovensku v porovnaní s krajinami EÚ15 tak do značnej miery ovplyvňuje signifikantne diferencovaná úroveň disponibilných príjmov obyvateľstva, ale aj výška a tvorba úspor (Pahúfová – Dováľová, 2014). Na rozdielnosť úrovne a štruktúry spotreby medzi krajinami však vplývajú okrem ekonomických aj mnohé ďalšie faktory napr. sociálne, demografické či geografické.

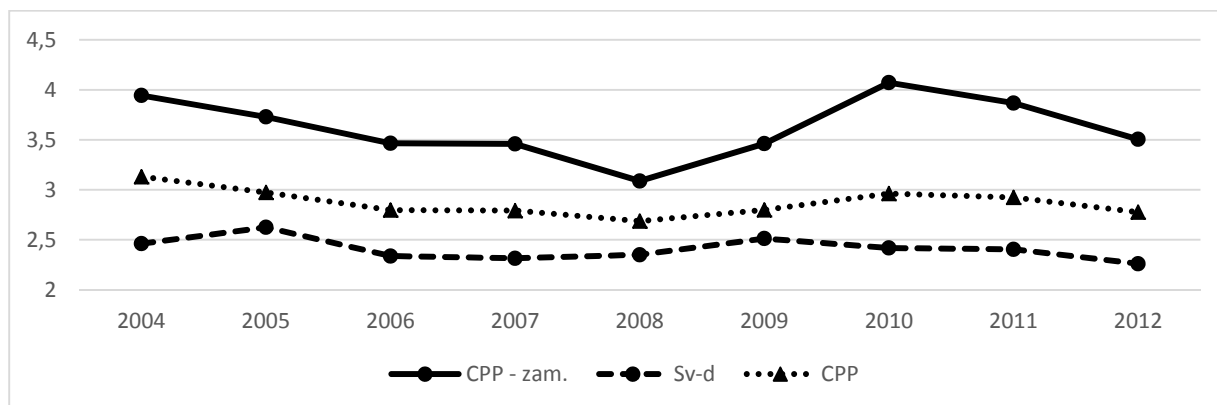
Tab. 2 Medzinárodné porovnanie spotrebných výdavkov pre vybrané skupiny tovarov a služieb (COICOP), horný kvintil, normalizované na 1 000 Eur, r. 2010 (Zdroj: Vlastné spracovanie na základe údajov z Eurostatu)

	Potraviny a nealko nápoje	Odevy a obuv	Bývanie a energie	Nábytok, bytové vybavenie	Zdravie	Rekreácia a kultúra	Hotely, rešt. a kaviarne	Ostatné
EU28	136	54	237	60	31	101	71	310
EU15	114	53	222	63	29	108	81	330
CZ	174	64	175	72	24	122	68	301
DK	114	59	266	61	22	119	58	301
DE	96	47	249	53	48	109	52	346
FR	147	42	238	60	14	89	70	340
HU	168	42	337	33	32	81	44	263
AT	108	62	204	74	34	146	62	310
SK	187	65	276	45	27	103	63	234
FI	116	40	233	52	25	115	44	375

4 Nerovnosti v oblasti príjmov a spotreby v SR

Jedným z najdôležitejších faktorov ovplyvňujúcich nerovnosti v oblasti spotreby sú čisté peňažné príjmy domácnosti prepočítané na jedného člena domácnosti. Ako vidieť na grafe 2, na začiatku analyzovaného obdobia, teda v roku 2004 bol pomerový ukazovateľ čisté peňažné príjmy vyššie príjmových ku nižšie príjmovým domácnostiam na úrovni 3,1. To znamená, že čisté peňažné príjmy vyššie príjmových domácností prepočítané na jedného člena domácnosti boli približne 3,1 krát vyššie ako tie nižšie príjmových domácností. Nerovnosti medzi domácnosťami sa mierne zvyšujú v prípade, ak berieme do úvahy iba čisté peňažné príjmy zo zamestnania. Ako vidieť na grafe 2, pozitívny

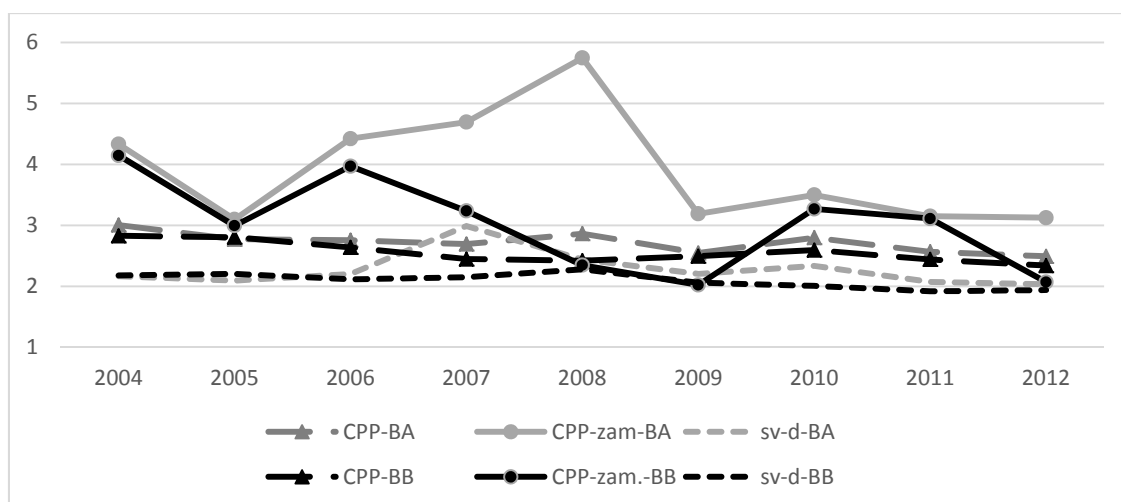
ekonomický vývoj medzi rokmi 2004-2008 pomohol mierne znížiť nerovnosti v oblasti pracovných príjmov, čo bolo zapríčinené najmä rýchlejším rastom pracovných príjmov nižšie príjmových skupín v porovnaní s priemerom populácie. Po vypuknutí finančnej a ekonomickej krízy sa však výraznejšie zhoršovala situácia na trhu práce pre nižšie kvalifikované pracovné sily (ktoré boli prevažne na čele nižšie príjmových domácností) a z tohto dôvodu mala kríza negatívny efekt na príjmové a mzdové nerovnosti. Ako následne vidieť na grafe 2, nerovnosti v oblasti príjmov neboli plne transformované do oblasti spotreby. Naznačuje to aj hodnota pomerového ukazovateľa spotrebných výdavkov vyššie príjmových domácností ku nižšie príjmovým domácnostiam, ktorá bola počas sledovaného obdobia blízko úrovne 2,5.



Graf 2 Nerovnosti v oblasti príjmov a spotreby, pomerový ukazovateľ nižšie a vyššie príjmových domácností (s80/s20) v SR (Zdroj: Vlastné spracovanie zo štatistiky rodinných účtov)

Poznámka: CPP - čisté peňažné príjmy, CPP-zam. – čisté peňažné príjmy zo zamestnania, Sv-d – spotrebné výdavky

Následujúci graf 3 zachytáva podobnú analýzu avšak na regionálnom základe. Porovnávané sú vyššie a nižšie príjmové domácnosti z Bratislavského a následne z Banskobystrického kraja. Bratislavský kraj je príkladom kraja s dlhodobo najnižšou mierou evidovanej nezamestnanosti (5,72 % v roku 2012) spomedzi všetkých ôsmich krajov Slovenska a Banskobystrický kraj je naopak príkladom kraja, ktorý má dlhodobo vyššiu mieru evidovanej nezamestnanosti (20,81 % v roku 2012) ako je priemer za celé Slovensko (14,44 %). Ako vidieť na grafe 3, v Banskobystrickom kraji sa príjmové nerovnosti merané na základe pomerového ukazovateľa čistých peňažných príjmov zo zamestnania vyššie a nižšie príjmových domácností postupne znižovali. V rozmedzí rokov 2004-2009 sa hodnota tohto pomerového ukazovateľa znížila zo 4,15 na 2,02. Iný vývoj možno pozorovať v Bratislavskom kraji, kde sa hodnota tohto pomerového ukazovateľa zvýšila z 3,1 v roku 2005 na 5,75 v roku 2008, teda nerovnosti medzi vyššie príjmovými a nižšie príjmovými domácnosťami merané na základe príjmov zo zamestnania sa v tomto kraji v danom období zvyšovali. Kým v Bratislavskom kraji vypuknutie finančnej a ekonomickej krízy zastavilo prehlbovanie príjmových nerovností domácností počítaných na základe príjmov zo zamestnania, tak v Banskobystrickom kraji sa naopak, tieto nerovnosti vyplývajúce z nerovností na trhu práce mierne prehĺbili. Pomerový ukazovateľ spotrebných výdavkov vyššie ku nižšie príjmovým domácnostiam v Bratislavskom kraji kopíroval trend vývoja pomerového ukazovateľa čistých peňažných príjmov, avšak nadobúdal nižšie hodnoty, teda nerovnosti z oblasti príjmov sa nepretransformovali v sledovanom období plne do oblasti spotreby. Hodnota pomerového ukazovateľa spotrebných výdavkov vyššie a nižšie príjmových domácností sa v Bratislavskom kraji zvýšila v rozmedzí rokov 2004-2007 z 2,1 na 3, pričom v roku 2012 dosiahla hodnotu 2,04. Hodnota tohto pomerového ukazovateľa sa v Banskobystrickom kraji vyvíjala približne stabilne a to približne okolo úrovne 2,1.

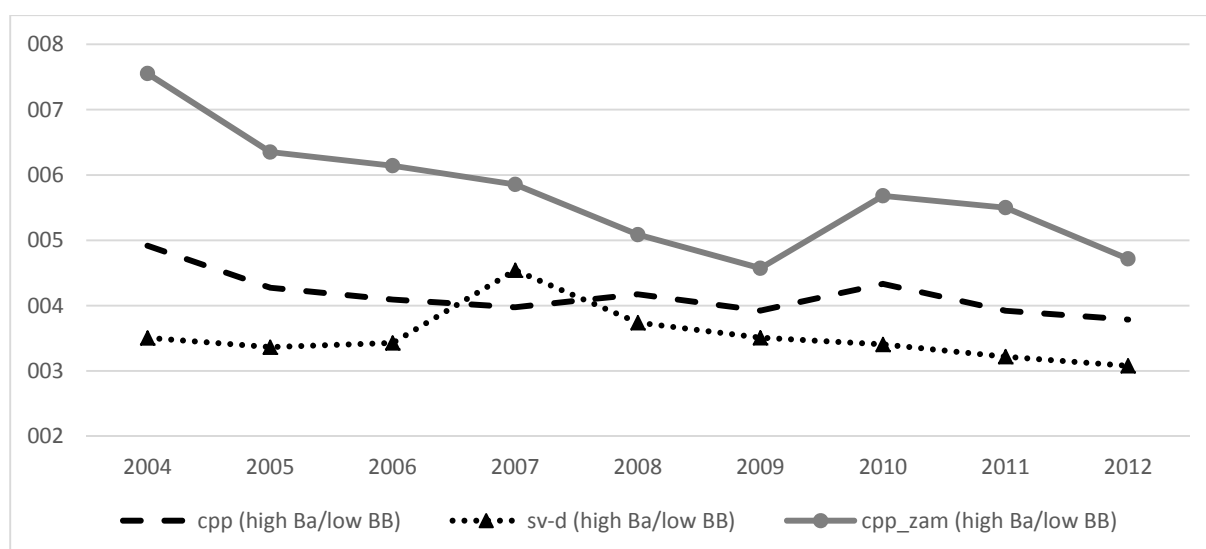


Graf 3 Nerovnosti v príjmoch a v spotrebe na Slovensku vo vybraných krajoch na základe pomerového ukazovateľa vyššie a nižšie príjmových domácností (2004-2012)

(Zdroj: Vlastné spracovanie zo štatistiky rodinných účtov)

Poznámka: CPP-BA – pomerový ukazovateľ čistých peňažných príjmov vyššie a nižšie príjmových domácností v Bratislavskom kraji, CPP-BB – pomerový ukazovateľ čistých peňažných príjmov vyššie a nižšie príjmových domácností v Banskobystrickom kraji, CPP-zam.-BA – pomerový ukazovateľ čistých peňažných príjmov zo zamestnania vyššie a nižšie príjmových domácností v Bratislavskom kraji, CPP-zam.-BB – pomerový ukazovateľ čistých peňažných príjmov zo zamestnania vyššie a nižšie príjmových domácností v Banskobystrickom kraji, sv-d-BA – pomerový ukazovateľ spotrebných výdavkov vyššie a nižšie príjmových domácností v Bratislavskom kraji, sv-d-BB – pomerový ukazovateľ spotrebných výdavkov vyššie a nižšie príjmových domácností v Banskobystrickom kraji

V prípade, že sa pozrieme na vývoj pomerového ukazovateľa čistých príjmov zo zamestnania vyššie príjmových domácností z Bratislavského kraja a nižšie príjmových domácností z Banskobystrického kraja, tak vidíme, že hodnoty tohto ukazovateľa sa medzi rokmi 2004-2009 znížili zo 4,42 na 3,42 (graf 3). Tento vývoj naznačuje, že pracovné príjmy nižšie príjmových domácností z Banskobystrického kraja rástli rýchlejšie ako pracovné príjmy vyššie príjmových domácností z Bratislavského kraja, teda v danom období dochádzalo k znižovaniu rozdielov medzi týmito typmi domácností.



Graf 4 Nerovnosti v príjmoch a v spotrebe na Slovensku na základe pomerového ukazovateľa vyššie príjmových domácností z Ba kraja a nižšie príjmových domácností z BB kraja

(Zdroj: Vlastné spracovanie zo štatistiky rodinných účtov)

Finančná a ekonomická kríza nielenže zastavila toto znižovanie nerovností medzi regiónmi, ale tieto nerovnosti aj mierne prehĺbila, pričom hodnota tohto pomerového ukazovateľa sa v roku 2010 zvýšila na úroveň 3,83. Nižšie rozdiely medzi vyššie príjmovými domácnosťami z Bratislavského kraja a nižšie príjmovými domácnosťami z Banskobystrického kraja vidieť v oblasti spotreby, kedy boli hodnoty pomerového ukazovateľa počas takmer celého sledovaného obdobia na úrovni okolo 2,8 a to s výnimkou rokov 2007 a 2008, kedy hodnoty tohto pomerového ukazovateľa boli na úrovni 4,04 a 3,24.

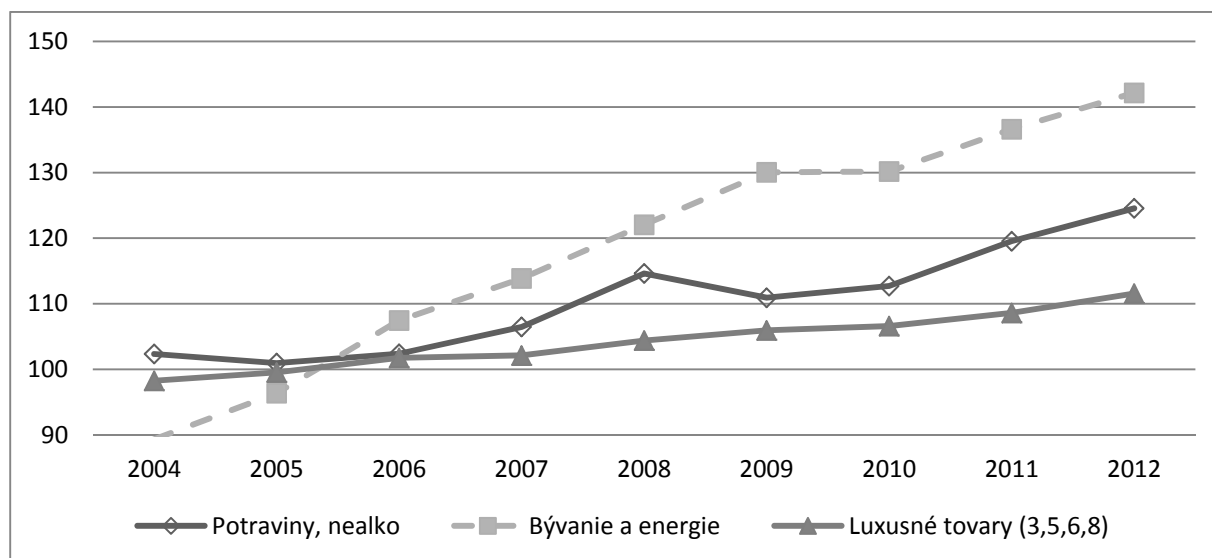
V nasledujúcej časti príspevku boli s využitím QUAIDS modelu odhadnuté výdavkové elasticity pre vyššie a nižšie príjmové domácnosti tak, aby sa identifikovali skupiny tovarov a služieb, ktoré možno zaradiť medzi nevyhnutné a luxusné. Výsledky odhadu sú prezentované v tabuľke 3. Ako vidieť v tejto tabuľke, pri nízkopríjmových domácnostiach nadobúdala koeficient výdavkovej elasticity, s výnimkou skupiny tovarov a služieb CP02 - Alkoholické nápoje a tabak a CP07 - Doprava, pošta a telekomunikácie, kladné hodnoty. Pre tieto domácnosti možno zaradiť medzi luxusné tieto skupiny tovarov a služieb: CP03 - Odevy a obuv; CP05 - Nábytok, bytové vybavenie a bežná údržba domu - s najvyššou úrovňou koeficientu výdavkovej elasticity; CP06 - Zdravie - aj napriek tomu, že na Slovensku je zdravotná starostlivosť hradená prevažne z verejného zdravotného poistenia, čoraz viac rastie úloha priamych platieb pacientov; CP08 - Rekreačia, kultúra, hotely, kaviarne a reštaurácie – ktoré sa stávajú pre domácnosti s najnižšími príjmami takmer nedostupné. Medzi nevyhnutné tovary a služby patria pre nízkopríjmové domácnosti nasledovné skupiny tovarov a služieb: CP01 - Potraviny a nealkoholické nápoje, CP04 - Bývanie a energie, CP09 - Rôzne tovary a služby. Z tabuľky 3 ďalej vidieť, že v sledovanom období medzi nevyhnutné a luxusné tovary a služby patrili pri vyššie a nižšie príjmových domácnostiach rovnaké skupiny tovarov a služieb, čo do určitej miery súvisí so spotrebiteľskými zvyklosťami v krajine. Pri vyššie príjmových domácnostiach v porovnaní s nižšie príjmovými domácnosťami možno pozorovať nižšie hodnoty koeficientu elasticity pri luxusných aj pri nevyhnutných skupinách tovarov a služieb, čo znamená že ich výdavky sú menej citlivé na zmeny v príjmoch resp. zmeny v celkových výdavkoch.

Tab. 3 Mediány výdavkových elasticít za roky 2004 až 2012 pre nízkopríjmové a vysokopríjmové domácnosti (Zdroj: Vlastné spracovanie zo štatistiky rodinných účtov a údajoch o CPI zo ŠÚ ŠR)

Skupiny tovarov a služieb	Nízkopríjmové domácnosti	Vysokopríjmové domácnosti
CP01 Potraviny a nealkoholické nápoje	0,264	0,044
CP02 Alkoholické nápoje a tabak	-0,487	-0,506
CP03 Odevy a obuv	1,232	1,173
CP04 Bývanie a energie	0,874	0,875
CP05 Nábytok, bytové vybavenie a bežná údržba domu	8,869	8,173
CP06 Zdravie	2,093	2,269
CP07 Doprava + pošta a telekomunikácie	-0,066	-0,072
CP08 Rekreačia a kultúra + hotely a kaviarne	3,806	2,997
CP09 Rôzne tovary a služby	0,697	0,687

Pri analýze nerovností v oblasti spotreby je dôležité detailnejšie preskúmať ako sa vyvíjali ceny potravín a bývania, energií, ale aj luxusných tovarov a služieb. Ako vidieť na grafe 4, k rastu nerovností v oblasti spotreby prispel nielen rast nerovností v oblasti príjmov, najmä mzdových príjmov, ale aj vývoj cien. Rast cien luxusných tovarov a služieb bol v sledovanom období výrazne pomalší ako rast cien potravín, bývania a energií. Kým sa hodnota agregátneho cenového indexu luxusných tovarov a služieb zvýšila medzi rokmi 2004 až 2012 z 98, 3 na 111,6, tak hodnota agregátneho cenového indexu potravín sa zvýšila zo 102,4 na 124,6, pričom hodnota agregátneho cenového indexu bývania, energií rástla ešte rýchlejšie a to z úrovne 89,3 na úroveň 142,2. Výdavky na bývanie, energie a potraviny pritom tvoria viac ako polovicu spotrebných výdavkov práve u nižšie príjmových domácností.

Na vývoj nerovností v oblasti spotreby v sledovanom období vplývalo viacero faktorov, medzi ktoré možno zaradiť okrem cenového vývoja aj niektoré ďalšie ako napríklad: rast čistých peňažných príjmov vyššie príjmových domácností sa plne neprejavil v raste spotrebných výdavkov ale skôr v raste úspor; ekonomický vývoj a opatrenia sociálnej politiky vrátane opatrení vlády na zmiernenie dopadov finančnej a hospodárskej krízy; zmeny v spotrebiteľskom správaní a zvyšovanie dostupnosti lacnejších substitútov, či lepšia dostupnosť spotrebiteľských úverov (König, Dováľová, 2016).



Graf 4 Vývoj váženého cenového indexu spotrebiteľských cien (CPI) pre luxusné tovary, potraviny a bývanie
(Zdroj: Vlastné spracovanie z údajov ŠÚ ŠR)

5 Záver

Medzinárodné porovnanie príjmových nerovností založené na pomerovom ukazovateli disponibilných príjmov 20 % najbohatších a 20 % najchudobnejších domácností ukázalo, že Slovensko patrí medzi sedem krajín EÚ28 s najnižšími rozdielmi vo vekovej kategórii do 65 rokov. Komparatívna analýza štruktúry spotrebných výdavkov však ukázala, že v porovnaní s vyspelými krajinami majú slovenské domácnosti vyšší podiel výdavkov na potraviny, nealkoholické nápoje a bývanie a energie, čo pôsobí ako limitujúci faktor pre väčšiu variabilitu v spotrebiteľskom správaní. Podrobnejšia analýza čistých peňažných príjmov domácností naznačila, že nerovnosti v oblasti disponibilných príjmov vychádzajú najmä z nerovností na trhu práce, avšak tieto príjmové nerovnosti neboli počas sledovaného obdobia plne transformované do oblasti spotreby. Ukazuje sa tiež, že priaznivý ekonomický vývoj, ktorý sa premietol do oblasti trhu práce spôsobil, že v predkrízovom období dochádzalo k znižovaniu regionálnych rozdielov v čistých peňažných príjmov domácností zo zamestnania. Tento pozitívny trend bol neskôr výrazne ovplyvnený finančnou a ekonomickou krízou, ktorá nielenže zastavila toto zmierňovanie regionálnych rozdielov, ale ich aj mierne prehĺbila. Vývoj regionálnych nerovností v oblasti príjmov však opäť nebol plne transformovaný do oblasti spotreby.

Vo všeobecnosti sa analýzou výdavkových elasticít ukázalo, že na zmenu príjmov vyššie aj nižšie príjmové domácnosti reagujú najintenzívnejšie zmenou výdavkov najmä v týchto skupinách: CP03: Odevy a obuv, CP05: Nábytok a vybavenie domácnosti, CP06: zdravie a CP08: Rekreačia, kultúra a hotely, reštaurácie a kaviarne, ktoré majú pre mnoho domácností charakter luxusných statkov. K prehľbovaniu nerovností v oblasti spotreby prispieval v sledovanom období tiež cenový vývoj, nakoľko ceny potravín, nealkoholických nápojov a bývania a energií, ktoré tvoria viac ako polovicu spotrebných výdavkov práve u nižšie príjmových domácností rástli rýchlejšie ako ceny luxusných tovarov a služieb.

6 Literatúra

- [1] Aguiar, M., Bils, M. 2015. Has Consumption Inequality Mirrored Income Inequality? In: *American Economic Review*, 105, No. 9, pp. 2725 – 2756.
- [2] Banks, J., Blundell, R., Lewbel, A. 1997. Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. In: *Review of Economics and Statistics*, 79, No. 4, pp. 527 – 539.
- [3] Blundell, R., Preston, I. 1998. Consumption Inequality and Income Uncertainty. In: *Quarterly Journal of Economics*, 113, No. 2, pp. 603 – 640.
- [4] Blundell, R., Pistaferri, L., Preston, I. 2008. Consumption Inequality and Partial Insurance. In: *American Economic Review*, 98, No. 5, pp. 1887 – 1921.
- [5] Cupák, A. – Pokrivčák, J. – Rizov, M. 2014. *Food Security and Household Consumption Patterns in Slovakia*. [Discussion Paper 360/2014.] Lueven: LICOS centre for Institutions and Economic Performance.
- [6] Deaton, A. S., Muellbauer, J. 1980. An Almost Ideal Demand System. In: *American Economic Review*, 70, No. 3, pp. 312 – 326.
- [7] Dybczak, K. – Tóth, P. – Voňka, D. 2014. Effects of Price Shocks to Consumer Demand: Estimating the QUAIDS Demand System on Czech Household Budget Survey Data. In: *Finance a úvér*, roč. 64, č. 6, pp. 476-500.
- [8] König, B. – Dováľová, G. 2016. Trends in Household Consumption Inequalities in Slovakia: Empirical Evidence. In: *Ekonomický časopis*, roč. 64, č. 3. ISSN 0013-3035.
- [9] Lichner, I., Radvanský, M., Petříková, K. (2014): Modelovanie strednodobých efektov striebornej ekonomiky. In: Páleník a kol.: *Strieborná ekonomika. Potenciál na Slovensku*. Bratislava: Ekonomický ústav SAV. ISBN: 978-80-7144-234-9.
- [10] Pauhofová, I. – Dováľová, G. 2014. Spotrebiteľské správanie sa strieborných – nové výzvy a príležitosti. In: Páleník a kol.: *Strieborná ekonomika, potenciál na Slovensku*. Bratislava: EÚ SAV. 978-80-7144-234-9.
- [11] Pauhofová, I. – Martinák, D. 2014. Súvislosti príjmovej stratifikácie populácie Slovenskej republiky. In: *Ekonomický časopis*, roč. 62, č. 8, pp. 842 – 860.
- [12] Štefánik, M. a kol. 2013. Modeling the Economic Potential of the Silver Economy. *NEUJOBS Working Paper* No. D 12.3. Dostupné na: <http://www.neujobs.eu/sites/default/files/NEUJOBS%20Working%20Paper_Modelling%20Silver%20Economy_12.3.pdf>, dňa 20.6.2016.

7 Poďakovanie

Práca je súčasťou riešenia projektu VEGA č. 1/0285/14 a projektu VEGA č. 2/0026/15.

Model predikcie úpadku obchodných spoločností podnikajúcich v podmienkach SR

Predictive Model of Corporate Failure in the Slovak Business Environment

Martin Gulka

Fakulta ekonomiky a manažmentu, Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre, Tr. A. Hlinku 2, 949 74 Nitra
Faculty of Economics and Management, Slovak University of Agriculture, Tr. A. Hlinku 2, 949 74 Nitra, Slovakia
martin.gulka@gmail.com

Abstrakt: Príspevok prezentuje výsledky konštrukcie a odhadu modelu predikcie úpadku obchodných spoločností podnikajúcich v podmienkach SR s využitím logistickej regresie. Základom pre zostrojenie modelu sú kvantitatívne finančné ukazovatele, pre výpočet ktorých sú potrebné údaje z jednotlivých výkazov účtovnej závierky. Výsledný model je schopný predikovať pri určitej úrovni chybovosti pravdepodobnosť úpadku obchodnej spoločnosti v časovom horizonte nasledujúcich dvanástich mesiacov. Súčasťou príspevku je zároveň porovnanie klasifikačnej presnosti nášho modelu s modelom Z-score, ktorý je používateľmi finančnej analýzy často využívaný.

Abstract: The paper presents results of construction and estimation the predictive model of corporate failure in the Slovak business environment by using logistic regression. Explanatory variables of model consist of financial ratios where data from accounting statements are needed for their calculation. Resultant model is able to predict probability of corporate failure in period of 12 months with a certain level of faultiness. We have also performed comparison of discrimination power of our model with Z-score model, which is often used in the financial analyses.

Kľúčové slová: Predikcia úpadku. Úpadok obchodnej spoločnosti. Logistická regresia. Z-score.

Key words: Failure prediction. Corporate failure. Logistic regression. Z-score.

1 Úvod

Finančné zlyhanie podnikateľského subjektu ako obchodného partnera, alebo akéhokoľvek dlžníka všeobecne, má následný dopad na všetkých jeho veriteľov. Žiadny podnikateľ alebo investor nechce, aby sa jeho pohľadávka stala nevyhnutnou alebo investícia zlyhanou. Avšak v prípade, že sa náš dlžník dostane do úpadku, naša pohľadávka voči nemu sa stáva nevyhnutnou, prípadne splatnou len sčasti. Tento stav môže veriteľom spôsobiť druhotnú platobnú neschopnosť, kedy v dôsledku neinkasovaných pohľadávok nie sú schopní si plniť svoje vlastné záväzky a sami sa môžu neskôr ocitnúť v úpadku. Z toho dôvodu sa veriteľom vyskytuje potreba si v rámci obchodných vzťahov pozorne sledovať svojich odberateľov a v prípade určitých negatívnych indikátorov okamžite prijať relevantné opatrenia v snahe predísť finančným škodám spôsobeným úpadkom obchodného partnera.

Jednou z možností takéhoto monitoringu je finančná analýza ex-ante, v rámci ktorej dokážeme prostredníctvom prediktívneho modelu pri určitej úrovni chybovosti predikovať zlyhanie podniku. Pre poznanie finančnej situácie našich partnerov je potrebné disponovať relevantnými informáciami a v čo najväčšom množstve. Vo väčšine prípadov sme však nútení pracovať iba s takými informáciami, ktoré sú verejne dostupné. Avšak dnes je už možné sa v prípade obchodných spoločností dostať aj k takým informáciám ako sú účtovné závierky. Zdrojom týchto informácií je Register účtovných závierok, ktorý vznikol z poverenia Ministerstva financií SR. Rôzne ukazovatele finančnej analýzy vypočítané z údajov nachádzajúcich sa v účtovnej závierke môžu byť následne vstupom do modelu, ktorý by nás mal včas upozorniť na prípadné zlyhanie analyzovaného subjektu alebo kvantifikovať pravdepodobnosť, s akou toto zlyhanie môže nastať. Práve absencia akéhosi všeobecne známeho bankrotového modelu skonštruovaného primárne pre slovenské podniky má za následok, že mnohí používatelia finančnej analýzy pristupujú v rámci finančnej analýzy ex-ante k používaniu modelov skonštruovaných a odhadnutých v podmienkach zahraničných podnikateľských prostredí. Potenciálny problém použitia preberaných modelov spočíva predovšetkým v odlišných účtovných postupoch a tým pádom v diskrepanciách vo výpočte finančných ukazovateľov. Predkladaný príspevok si preto kladie za cieľ skonštruovať model predikcie úpadku obchodných spoločností podnikajúcich

v podmienkach SR a porovnať klasifikačnú presnosť tohto modelu s klasifikačnou presnosťou modelu Z-score, ktorý je vo finančnej analýze veľmi často používaný.

2 Metodika práce

Objektom skúmania sú podnikateľské subjekty so sídlom na území SR s výnimkou subjektov z finančného odvetvia. Spracovávané budú účtovné závierky zostavené za obdobia 2012, 2013 a 2014. Primárnym zdrojom účtovných závierok je Register účtovných závierok, ktorý vznikol z poverenia Ministerstva financií SR ako informačný systém verejnej správy. Register je zriadený zákonom č. 431/2002 Z. z. o účtovníctve v znení neskorších predpisov a ktorý povinne zverejňuje dokumenty podľa § 23 ods. 2 Zákona č. 431/2002 Z. z. o účtovníctve. Kompletná databáza všetkých účtovných závierok nám však bola poskytnutá komerčnou spoločnosťou Finstat, s.r.o., ktorá údaje hromadne automatizovane sťahuje prostredníctvom Application Programming Interface (API) a ktorá podobným spôsobom sťahuje informácie aj z Obchodného vestníka, či Obchodného registra.

Pre účely hodnotenia v príspevku sa pod úpadkom rozumie začatie konkurzného, či reštrukturalizačného konania. Ide o nutný kompromis, pretože dlžník je v úpadku, ak je platobne neschopný alebo je predĺžený a tento status nie je možné presne časovo identifikovať. Časovú informáciu nastátia úpadku pozná len dlžník samotný. Dátum začatia konkurzného, či reštrukturalizačného konania je však prvou verejne dostupnou informáciou o tom, že dlžník sa dostal do úpadku s tým, že návrh na začatie konkurzného konania mohol podať on sám alebo jeho veriteľ. Bez ohľadu na to, či konkurzné konanie skončí vyhlásením konkurzu alebo nie, toto bude pre nás jednoznačná informácia o tom, ktoré spoločnosti označíme ako spoločnosti v úpadku. Všetky oznámenia o začatí konkurzných konaní sú zverejnené v Obchodnom vestníku.

Z poskytnutej databázy všetkých obchodných spoločností sa z uvedeného dôvodu museli vyselektovať všetky tie, ktoré mali záznam v Obchodnom vestníku v časti "Konkurzy a reštrukturalizácie". Išlo približne o 2700 obchodných spoločností a všetky tieto spoločnosti boli následne manuálne skontrolované vo vyhľadávачi Obchodného vestníka. Pre účely konštrukcie modelu bolo totiž potrebné disponovať aj informáciou, v ktorý deň dané konkurzné, či reštrukturalizačné konanie bolo začaté. Podľa dátumu začatia konania bolo následne možné rozhodnúť, ktorú účtovnú závierku pre danú zlyhanú spoločnosť použiť pri odhade modelu. Napríklad, ak konkurzné konanie na určitú obchodnú spoločnosť bolo začaté v júni 2015, hodnoty finančných ukazovateľov boli počítané z účtovnej závierky posledne zverejnenej pred začatím tohto konania. Pre všetky nezlyhané spoločnosti boli finančné ukazovatele počítané z účtovných závierok za rok 2014. Uvedené znamená, že obdobie, počas ktorého sledujeme dané obchodné spoločnosti je maximálne 12 mesiacov, a preto výstup výsledného modelu môžeme interpretovať ako pravdepodobnosť, že sa spoločnosť dostane do úpadku v priebehu nasledujúcich 12 mesiacov od dátumu zverejnenia a následného použitia účtovnej závierky.

Keďže závisle premenná je binárna, teda nadobúdajúca obmenu buď zlyhanej alebo nezlyhanej spoločnosti, model bude odhadnutý logistickou regresiou. Tá skúma závislosť medzi pravdepodobnosťou konkrétnej obmeny závisle premennej od jednej, alebo viacerých nezávisle premenných, kde vysvetľujúce premenné môžu byť tak kvalitatívne, ako aj kvantitatívne. Ústredným matematickým poňatím tvoriacim základ logistickej regresie je logit, prirodzený logaritmus pomeru šancí. Podielom pravdepodobnosti výskytu udalosti a pravdepodobnosti, že udalosť nenastane dostávame pomer šancí, ktorý je vždy kladné číslo a vzťah medzi logitom a vektorom vysvetľujúcich premenných má už lineárny charakter. Rovnica logistického modelu je tvaru:

$$g(x) = \ln \left[\frac{\pi(x)}{1-\pi(x)} \right] = \beta_0 + \beta_1 X_1 \quad (1)$$

Pre účel zjednodušenia zápisu, uvažujeme veličinu $\pi(x)$ ako reprezentáciu podmienenej strednej hodnoty Y za podmienky x, pri logistickom rozdelení. Ak $Y = 1$ je prípad nastátia úpadku, potom $\pi(x)$ sa rovná $E(Y = 1|x)$, t.j. $\pi(x)$ vyjadruje pravdepodobnosť nastátia úpadku za podmienky X a vyjadrením $\pi(x)$ z rovnice (1) dostávame vzťah:

$$\pi(x) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x}} \quad (2)$$

Pred samotným odhadom modelu bolo potrebné uskutočniť ešte niekoľko procedúr vedúcich k upraveniu databázy na požadovanú a použiteľnú štruktúru. V rámci celej databázy bolo potrebné odstrániť mnohé pozorovania. Išlo predovšetkým o všetky spoločnosti z finančného odvetvia, ďalej všetky spoločnosti, u ktorých sa z nejakých dôvodov aktíva nerovnali pasívam a všetky spoločnosti, u ktorých boli zaznamenané účtovné anomálie ako záporné stavy aktív, zásob, finančných účtov, bankových úverov, tržieb a podobne. Po zrealizovaní všetkých spomenutých reštrikcií a výberu iba tých zlyhaných spoločností, na ktoré bolo začaté konkurzné, či reštrukturalizačné konanie v rokoch 2013, 2014 a 2015 nám v našej databáze zostalo z pôvodných 147 432 obchodných spoločností len 120 854, pričom z nich len 602 bolo z podskupiny zlyhaných obchodných spoločností. Všetky ostatné obchodné spoločnosti boli také, na ktoré nikdy doteraz nebolo začaté konkurzné konanie.

3 Výsledky

Pre každú jednu obchodnú spoločnosť bolo vypočítaných 27 finančných ukazovateľov, z ktorých dva museli byť odstránené z dôvodu relatívne vysokého zastúpenia chýbajúcich hodnôt, ktoré vznikli v dôsledku delenia nulou. Okrem chýbajúcich hodnôt bolo v rámci databázy potrebné ošetriť aj extrémnu variabilitu hodnôt finančných ukazovateľov a multikolinearitu. Keďže extrémne odľahlé pozorovania spôsobujúce túto variabilitu by veľmi skresľovali výsledky ďalších štatistických analýz, pristúpilo sa k úprave dát metódou nazývanou ako "*winsorising*". Ide o spôsob eliminácie extrémnych hodnôt, kedy sa všetky hodnoty nad alebo pod určitou hranicou nahradia hodnotou prislúchajúcej tejto hranici. K identifikácii výskytu multikolinearity sme využili korelačnú maticu pozostávajúcu z Pearsonových korelačných koeficientov. Za silnú koreláciu sa považoval prípad, ak absolútna hodnota Pearsonovho korelačného koeficientu bola vyššia ako 0,60. Týmto spôsobom sme dokázali identifikovať skupiny navzájom silne korelovaných ukazovateľov a v rámci nich sme na základe individuálnej analýzy vybrali iba jeden ukazovateľ, ktorý následne vstupoval do odhadu modelu. Individuálna analýza spočívala v tom, že sme použili procedúru logistickej regresie pre každý jeden ukazovateľ zo skupiny silne korelovaných ukazovateľov zvlášť. Na strane vysvetľujúcich premenných bol okrem interceptu vždy iba jeden finančný ukazovateľ s tým, že nás zaujímala jeho individuálna klasifikačná presnosť vyjadrená štatistikou AUC (Area under the curve). V rámci skupiny silne korelovaných ukazovateľov bol následne do odhadu modelu vybraný iba ten, ktorý vykázal najvyššiu hodnotu AUC. Do odhadu modelu nakoniec vstupovalo 14 finančných ukazovateľov, medzi ktorými už nebola prítomná silná korelácia.

Model bol odhadnutý logistickou regresiou s využitím procedúry Stepwise selection. V súbore pozorovaní, na ktorom sa model odhadoval, bolo spolu 844 pozorovaní, pričom 422 z nich boli zlyhané pozorovania. Validačná vzorka, na ktorej sa overovala klasifikačná presnosť modelu, pozostávala z 360 pozorovaní, z ktorých 180 boli zlyhané pozorovania. Kým z podskupiny zlyhaných pozorovaní sme využili všetky pozorovania, z podskupiny nezlyhaných obchodných spoločností o veľkosti 120 252 pozorovaní museli byť jednotlivé spoločnosti vyselektované náhodne s tým, že následné testovanie stredných hodnôt potvrdilo, že náhodný výber nezlyhaných pozorovaní je reprezentatívnou vzorkou pôvodného súboru všetkých nezlyhaných pozorovaní. Pri spracovaní výsledkov bol použitý softvér SAS.

Z Tab. 1 je možné vyčítať výsledky modelu vrátane odhadnutých koeficientov, ich štandardných odchýlok a p hodnôt ako aj výsledky testov hypotéz o významnosti modelu ako celku a zovšeobecneného koeficientu determinácie. Zároveň je potrebné poznamenať, že pôvodnou procedúrou Stepwise selection bol namiesto Stupňa samofinancovania vybraný ukazovateľ Doba inkasa pohľadávok, avšak na základe predpokladu, že Stupeň samofinancovania môže byť väčším prínosom pri predikcii úpadku obchodnej spoločnosti ako Doba inkasa pohľadávok, sa pristúpilo k vzájomnej výmene týchto dvoch ukazovateľov. Predpoklad bol potvrdený tým, že po modifikácii vzrástla Senzitivita o 1 percentuálny bod, avšak za cenu poklesu celkovej klasifikačnej presnosti

o 0,8 percentuálneho bodu. Senzitivita uvádza percentuálny podiel pozorovaní, ktoré boli skutočne zlyhané a aj model ich označil ako zlyhané. V dôsledku tejto modifikácie je síce ukazovateľ Stupeň samofinancovania štatisticky nevýznamný, no cieľom bolo správne klasifikovať čo najviac zlyhávajúcich podnikov pri súčasnej maximalizácii celkovej klasifikačnej presnosti, čo sme vzájomnou výmenou ukazovateľov dosiahli.

Tab. 1 Výsledky odhadu modelu s využitím logistickej regresie

(Zdroj: vlastné spracovanie na základe výsledkov zo štatistického softvéru)

Parameter	Koeficient	Štandardná odchýlka	P hodnota	Očakávaný vplyv	Výsledný vplyv
Intercept	0,0216	0,1321	0,8699		
Pohotovú likvidita	-0,6131	0,2524	0,0151	-	-
Obrat pracovného kapitálu	-0,0068	0,0031	0,0268	-	-
Podiel finančných účtov	-0,0293	0,0063	<0,0001	-	-
Stupeň samofinancovania	-0,0011	0,0007	0,1286	-	-
Úverová zaťaženosť	0,0240	0,0046	<0,0001	+	+
Podiel záväzkov voči štátnym inštitúciám	0,0317	0,0082	0,0001	+	+
EBITDA/Aktíva	-1,0663	0,2211	<0,0001	-	-

Zovšeobecnený koeficient determinácie	0,5184
---------------------------------------	--------

Testy hypotézy o významnosti modelu	Chi-Square	P hodnota
Likelihood Ratio	415,5109	<0,0001
Score	287,3598	<0,0001
Wald	149,3264	<0,0001

Tab. 2 Klasifikačná tabuľka pre tréningovú a validačnú vzorku

(Zdroj: vlastné spracovanie na základe výsledkov zo štatistického softvéru)

	Správna klasifikácia	Nesprávna klasifikácia	Chyba I. druhu	Chyba II. druhu
Tréningová vzorka	80,81 %	19,19 %	14,93 %	23,46 %
Validačná vzorka	79,17 %	20,83 %	18,33 %	23,33 %

Tab. 2 obsahuje informácie týkajúce sa klasifikačnej presnosti modelu. Môžeme vidieť, že celkový podiel správne klasifikovaných pozorovaní sa pohybuje na úrovni približne 80 %. Na druhej strane, vo validačnej vzorke nám o niečo vzrástla chyba I. druhu, ktorá predstavuje prípad, kedy model skutočne zlyhávajúcu spoločnosť označil za nezlyhávajúcu. Dôležitým výsledkom však je, že klasifikačná presnosť vykázaná na validačnej vzorke je takmer totožná s klasifikačnou presnosťou vykázanou na tréningovej vzorke. Na základe uvedeného môžeme tvrdiť, že prediktívny bankrotový model založený len na finančných ukazovateľoch dokáže vykázať celkovú klasifikačnú presnosť na úrovni približne 80 % pri chybe I. druhu od 15 % do 18 %. Matematický zápis výsledného modelu je nasledovný:

$$p = \frac{e^{0,0216 - 0,6131 \cdot X_1 - 0,0068 \cdot X_2 - 0,0293 \cdot X_3 - 0,0011 \cdot X_4 + 0,0240 \cdot X_5 + 0,0317 \cdot X_6 - 1,0663 \cdot X_7}}{1 + e^{0,0216 - 0,6131 \cdot X_1 - 0,0068 \cdot X_2 - 0,0293 \cdot X_3 - 0,0011 \cdot X_4 + 0,0240 \cdot X_5 + 0,0317 \cdot X_6 - 1,0663 \cdot X_7}} \quad (3)$$

kde:

X1 - Pohotovú likvidita

X2 - Obrat pracovného kapitálu

X3 - Podiel finančných účtov (v %)

X4 - Stupeň samofinancovania (v %)

X5 - Úverová zaťaženosť (v %)

X6 - Podiel záväzkov voči štátnym inštitúciám (v %)

X7 - Rentabilita aktív z pohľadu EBITDA

Po dosadení hodnôt finančných ukazovateľov do vzťahu (3) získame hodnoty pravdepodobností p v intervale $<0,1>$, ktoré môžeme interpretovať ako pravdepodobnosť, že sa daná obchodná spoločnosť dostane do úpadku v priebehu nasledujúcich 12-tich mesiacov. Pravdepodobnosti nad

0,50 interpretujeme ako prípad, kedy sa podnik viac podobá podniku smerujúcemu k úpadku a pravdepodobnosti pod 0,50 interpretujeme ako prípad, kedy sa podnik viac podobá podniku nesmerujúcemu k úpadku. Vzťahy pre výpočet jednotlivých finančných ukazovateľov tvoriacich výsledný model obsahuje nasledujúca tabuľka.

Tab. 3 Vzťahy pre výpočet finančných ukazovateľov prítomných v modeli

Názov ukazovateľa	Vzťah pre výpočet
Pohotová likvidita	$\frac{\text{Finančné účty}}{(\text{Krátkodobé záväzky} + \text{Krátkodobé fin. výpomoci} + \text{Bežné ban. úvery})}$
Obrat pracovného kapitálu	$\frac{\text{Tržby za predaný tovar} + \text{Výroba}}{\text{PK}^1}$
Podiel finančných účtov	$\frac{\text{Finančné účty}}{\text{Aktíva celkom}}$
Stupeň samofinancovania	$\frac{\text{Vlastné imanie}}{\text{Aktíva celkom}}$
Úverová zaťaženosť	$\frac{(\text{Bankové úvery} + \text{Krátkodobé fin. výpomoci})}{\text{Aktíva celkom}}$
Podiel záväzkov voči štátnym inštitúciám	$\frac{(\text{Záväzky zo soc. poistenia} + \text{Daňové záväzky a dotácie})}{\text{Aktíva celkom}}$
EBITDA/Aktíva	$\frac{\text{EBITDA}^2}{\text{Aktíva celkom}}$

Odhadnutý model sme následne aplikovali na náš súbor všetkých dostupných obchodných spoločností o veľkosti 122 822 pozorovaní³ a na tento istý súbor sme zároveň aplikovali aj revidovaný Altmanov Z-score model (Altman, 1983) s tým, že sme si navzájom porovnali výsledky klasifikačnej presnosti. Keďže Altman uvažuje až tri klasifikačné úrovne, bolo potrebné rozhodnúť o tom, ako ošetriť tzv. šedú zónu. Zistili sme, že v čase aplikácie Altmanovho modelu na súbor slovenských obchodných spoločností sa v šedej zóne nachádzalo 24 % pozorovaní, v zóne nezlyhávajúcich spoločností sa nachádzalo 43 % pozorovaní a v zóne zlyhávajúcich spoločností sa nachádzalo 33 % pozorovaní. My sme však pre účely overenia a porovnania klasifikačnej presnosti potrebovali poznať iba dve možnosti predikcie, a to buď zlyhávajúci podnik alebo nezlyhávajúci podnik. Ak náš model vykáže pravdepodobnosť úpadku vyššiu ako 50 %, uvažujeme takýto podnik za zlyhávajúci. A naopak, ak model vykáže pravdepodobnosť úpadku nižšiu ako 50 %, uvažujeme takýto podnik za nezlyhávajúci. Avšak v prípade Altmanovho modelu existujú až tri možnosti klasifikácie. Z toho dôvodu sme pristúpili k modifikácii cut-off hranice pre revidovaný Z-score model, pod ktorou budeme podnik uvažovať ako zlyhávajúci a nad ktorou budeme podnik uvažovať ako nezlyhávajúci. Postupovali sme nasledovne:

- nová cut-off hranica pre Z' skóre revidovaného modelu bola určená ako priemer spodnej hranice (1,23) a hornej hranice (2,90), čoho výsledkom je číslo 2,065;
- ak vypočítané skóre bolo nižšie ako 2,065 a dané pozorovanie malo status zlyhanej spoločnosti, považovali sme to za správnu klasifikáciu;
- ak vypočítané skóre bolo vyššie ako 2,065 a dané pozorovanie malo status nezlyhanej spoločnosti, považovali sme to za správnu klasifikáciu;
- ak vypočítané skóre bolo vyššie ako 2,065 a dané pozorovanie malo status zlyhanej spoločnosti, považovali sme to za chybu I. druhu;
- ak vypočítané skóre bolo nižšie ako 2,065 a dané pozorovanie malo status nezlyhanej spoločnosti, považovali sme to za chybu II. druhu.

¹ PK = Obežný majetok - Krátkodobé záväzky - Krátkodobé fin. výpomoci - Bežné bankové úvery

² EBITDA = VH z hosp. č. + Odpisy + Zostatková cena predaného DM a materiálu - Tržby z predaja DM a materiálu

³ čo je väčší súbor ako pôvodne uvádzaných 120 854 pozorovaní, pretože sme nemuseli odstrániť pozorovania s chýbajúcimi hodnotami u všetkých finančných ukazovateľoch, ale iba pri tých, s ktorými uvažujeme v našom modeli a v modeli Z-score

Tab.4 Overenie klasifikačnej presnosti nášho modelu na súbore o veľkosti 122 822 pozorovaní
(Zdroj: vlastné spracovanie)

		skutočnosť		spolu
		zlyhané	nezlyhané	
predikcia	zlyhané	512	29 823	30 335
	nezlyhané	95	92 392	92 487
spolu		607	122 215	122 822

Tab. 5 Overenie klasifikačnej presnosti Z-score modelu na súbore o veľkosti 122 822 pozorovaní
(Zdroj: vlastné spracovanie)

		skutočnosť		spolu
		zlyhané	nezlyhané	
predikcia	zlyhané	531	55 081	55 612
	nezlyhané	76	67 134	67 210
spolu		607	122 215	122 822

Pri porovnaní klasifikačných tabuliek môžeme vidieť, že náš model má vyššiu celkovú úspešnosť správnej klasifikácie ako Z-score model. Z celkového počtu 122 822 obchodných spoločností, náš model správne klasifikoval 92 904 spoločností, zatiaľ čo Z-score správne klasifikoval len 67 665 spoločností. Problémom na strane Z-score modelu je najmä nesprávna klasifikácia skutočne nezlyhávajúcich podnikov (chyba II. druhu) a ako môžeme vidieť tento model má tendenciu označovať veľa skutočne nezlyhávajúcich spoločností za zlyhávajúce. Tento jav následne spôsobuje, že Z-score model síce vykáže nízku chybovosť I. druhu, avšak za cenu vysokej chybovosti II. druhu, čo v konečnom dôsledku vedie k nízkej celkovej klasifikačnej presnosti. Podľa nášho modelu smeruje do úpadku 30 335 obchodných spoločností, no podľa Z-score až 55 612 obchodných spoločností smeruje do úpadku, čo sa nám zdá byť menej realistickejším obrazom o situácii slovenského podnikateľského prostredia ako na to poukazuje náš model. Z overenia klasifikačnej presnosti nášho modelu môžeme zároveň vidieť, že aj na takomto veľkom súbore pozorovaní náš model stále vykazuje výsledky veľmi podobné výsledkom z tréningovej a validačnej vzorky. Celková klasifikačná presnosť nášho modelu na súbore o veľkosti 122 822 obchodných spoločností vychádza na úrovni 75,64 % pri chybe I. druhu 15,65 %, čo sú čísla veľmi podobné číslam z tréningovej a validačnej vzorky uvedené v Tab. 2.

V rámci porovnania modelov sa pristúpilo aj k inému spôsobu kvantifikácie klasifikačnej presnosti Altmanovho modelu na slovenských podnikoch. Z pôvodnej databázy sa odstránili všetky podniky nachádzajúce sa v šedej zóne (približne 24 % všetkých pozorovaní). Dalo by sa povedať, že týmto úkonom sme zjemnili podmienky komparácie v prospech Altmanovho modelu, pretože práve pri podnikoch v šedej zóne sa predpokladá najvyššia chybovosť. Zvyšné dve zóny, a to "bezpečná zóna" a "krízová zóna" podniku sú, naopak, považované za zóny, kde by chybovosť mala byť najnižšia. Cieľom je teda zistiť, akej chybovosti sa dopúšťa Altmanov model len v týchto dvoch zónach.

Tab. 6 Overenie klasifikačnej presnosti Z-score modelu bez podnikov v šedej zóne
(Zdroj: vlastné spracovanie)

		skutočnosť		spolu
		zlyhané	nezlyhané	
predikcia	krízová zóna	472	40 310	40 782
	bezpečná zóna	55	53 018	53 073
spolu		527	93 328	93 855

Zistili sme, že chybovosť vo zvyšných dvoch zónach je v porovnaní s variantom zahrňujúcim aj podniky v šedej zóne takmer rovnaká (10,44 % vs. 12,57 % pre chybu I. druhu, 43,19 % vs. 45,07 % pre chybu II. druhu). Tým naznačujeme, že prijatý kompromis v modifikácii cut-off hranice nemal zásadný vplyv na výslednú klasifikačnú presnosť Z-score modelu pri aplikácii na slovenských podnikoch. Naďalej teda zostáva platné konštatovanie, že Altmanov model aplikovaný na

slovenských podnikov vykazuje nízku klasifikačnú presnosť vyplývajúcu z dôvodu vysokej chybovosti II. druhu.

4 Záver

V príspevku sme načrtli proces konštrukcie modelu predikcie úpadku obchodných spoločností a na základe výsledkov sme zistili, že model založený len na pomerových ukazovateľoch finančnej analýzy dokáže vykázať celkovú klasifikačnú presnosť na úrovni 75 až 80 % pri chybe prvého druhu na úrovni od 15 do 18 %. Dôkazom toho sú výsledky jednak z tréningovej a validačnej vzorky a jednak z následnej validácie modelu na súbore o veľkosti 122 822 obchodných spoločností. Na ten istý súbor sme následne aplikovali aj model Z-score a na základe porovnania výsledkov sme zistili, že náš model vykazuje evidentne vyššiu celkovú úspešnosť správnej klasifikácie (75,64 % vs. 55,09 %). Na druhej strane, Z-score vykázal nižšiu chybovosť I. druhu, avšak za cenu vysokej chybovosti II. druhu, ktorá bola na úrovni až 45,07 %. Uvedené znamená, že Z-score model má tendenciu označovať veľa slovenských obchodných spoločností za zlyhávajúce, čo spochybňuje klasifikačnú presnosť tohto modelu a tým pádom aj vhodnosť použitia Z-score modelu pri prognózovaní finančnej situácie slovenských obchodných spoločností.

5 Literatúra

- [1] Altman, E. I. 1983. *Corporate financial Distress: a complete guide to predicting, avoiding, and dealing with bankruptcy*. 1. vyd. New York: Wiley.
- [2] Ghosh, D., Vogt, A. *Outliers: An Evaluation of Methodologies* [online]. B.m. : b.v., 2012. [cit. 9.5.2016]. Dostupné na: <https://www.amstat.org/sections/srms/proceedings/y2012/files/304068_72402.pdf>.
- [3] Gulka, M. 2016. Model predikcie úpadku obchodných spoločností podnikajúcich v podmienkach SR [diplomová práca]. Nitra: SPU v Nitre, 2016.
- [4] Hosmer, D., Lemeshow, S. 2000. *Applied Logistic Regression*. 2. vyd. New York : John Wiley & Sons, 2000. 375 s. ISBN 9780471722144.
- [5] Register účtovných závierok : *Register účtovných závierok* [online]. [cit. 9.5.2016]. Dostupné na: <<http://www.registeruz.sk/cruz-public/home>>.
- [6] Stankovičová, I., Vojtková, M. 2007. *Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami*. 1. vyd. Bratislava : IURA Edition, 261 s. ISBN 978-80-8078-152-1.
- [7] Zákon č. 7/2005 Z. z. o konkurze a reštrukturalizácii a o zmene a doplnení niektorých zákonov.
- [8] Zákon č. 431/2002 Z. z. o účtovníctve.

Zmeny sociálnej politiky v modeli EUROMOD

Changes in Social Policy in the Model EUROMOD

Tomáš Miklošovič

Ekonomický ústav SAV, Šancova 56, 811 05 Bratislava

Institute of Economic Research of Slovak Academy of Sciences, Šancova 56, 811 05 Bratislava, Slovakia

tomas.miklosovic@savba.sk

Abstrakt: EUROMOD je mikrosimulačný model určený na modelovanie tax benefit systémov v rámci Európskej únie. Pomocou neho vieme simulovať potenciálne dopady legislatívnych zmien v rámci sociálnych benefitov alebo daňových povinností či už na úrovni jednotlivcov, alebo na úrovni domácností. Tento model je dlhodobo vyvíjaný a aplikovaný v rámci všetkých krajín EÚ. Výhodou aplikácie modelu je potenciálna maximalizácia efektu sociálnej pomoci a jej nastavení ešte pred zavedením zmien do reality. Využitím mikrosimulačných modelov máme možnosť tieto efekty merať buď pred zavedením zmeny, alebo analyzovať dopady po zavedení zmien v spoločnosti.

Abstract: EUROMOD is a microsimulation model which used to modelling tax benefit systems in the European Union. We can model potential impacts of legislative changes of social benefit or tax duties on individual level or household level. This model has long been developed and applied across all EU countries. We can potential maximize the effect of the social help and legislative system, if social system will have suitable setting. We can make analyse these effect before introducing of changes in social allowance with the micro simulation models. Or we can analyse the impact after introducing the changes in society.

Kľúčové slová: EUROMOD. Mikrosimulačný model. Sociálna pomoc. Dávka v hmotnej núdzi.

Key words: EUROMOD. Microsimulation model. Social help. Material need benefit.

1 Úvod

Podpora a nastavenie sociálnej politiky je jednou zo základných úloh štátu, ktorá má ďalekosiahle dôsledky predovšetkým na najchudobnejšie vrstvy obyvateľstva. Nestálosť v sociálnej politike je spôsobená odlišným pohľadom na hlavnú úlohu sociálnej pomoci pre jednotlivé vlády, čoho sú dôsledkom časté zmeny sociálnej politiky. Tieto úpravy sú zväčša politické a nemajú za sebou žiadne analytické zdôvodnenia. Následkom čoho sa dostávame do situácie, že jednotlivé zmeny v sociálnej politike majú negatívne dopady na tie najchudobnejšie vrstvy obyvateľstva a sociálne nerovnosti sa prehľbujú (Radičová, Navrátilová, 2014). Domácnosti s nízkym príjmom sú najviac senzitívne na zmeny v sociálnej politike, a preto je žiaduce každú potenciálnu zmenu čo najdôslednejšie analyzovať a zdôvodniť. Doterajšie analýzy, ktoré sa zaoberali sociálnou politikou sú buď rozsiahle (Radičová, 1998; Karpiš a kol., 2006), alebo sa špecializujú len na určité aspekty sociálnej pomoci (Gerbery, 2007). Sociálna politika je jedným zo základných nástrojov inklúzie, ktorá by mala viesť k postupnému inkluzívnemu rastu v prospech chudobných. Efektívnejšia sociálna politika vedie k inkluzívnemu rastu predovšetkým v prospech chudobnejších, čím sa samotná spoločnosť stáva bohatšou.

V slovenskom prostredí chýbajú hĺbkové analýzy zamerané na sociálnoekonomický prínos legislatívnych zmien. Ako jedným z možných prístupov na vyhodnotenie dopadov zmien alebo efektivity sociálnej pomoci môžeme využiť niektorý z modelových aparátov alebo simulačných modelov. Existujúce analýzy sa často týkajú predovšetkým trhu práce (Štefánik a kol., 2014) ako sociálnej politiky. Jedným z potenciálnych modelovacích nástrojov, ktorý je adresne určený na modelovanie sociálnych benefitov je model EUROMOD (Sutherland, Figari 2013). Až v poslednom období boli na Slovensku vytvorené analýzy, ktoré využívali ako nástroj simulačné metódy (Siebertová, Senaj, Švarda, Valachyová, 2014; Siebertová, Senaj, Švarda, Valachyová, 2015). Jednou z inštitúcií, kde bol mikrosimulačný model vyvinutý je Rada pre rozpočtovú zodpovednosť. Idea ich modelu SIMTASK (Siebertová, Švarda, Valachyová, 2014) je postavená na už spomínanom modeli EUROMOD. Avšak prevedenie a potenciálne aplikácie tohto modelu sú unikátne v slovenských podmienkach. Z modelu SIMTASK pochádzajú aj prvotné analýzy zaoberajúce sa predovšetkým dávkou v hmotnej núdzi (DHN) a dopadmi potenciálnych zmien na dávku (Miklošovič, 2015; Miklošovič, 2016). Jedným z cieľov tejto štúdie je verifikácia výsledkov, ktoré vznikli aplikáciou viacerých scenárov v prostredí modelov SIMTASK a EUROMOD.

2 Model EUROMOD a vstupné dáta

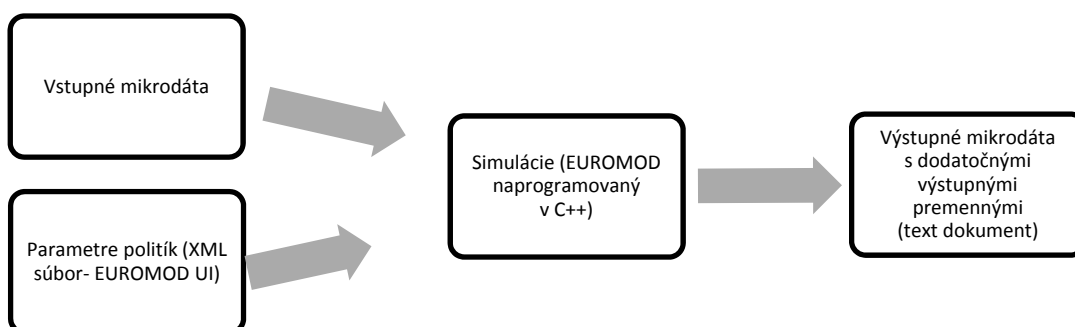
Výhodou mikrosimulačných modelov je fakt, že simulujú správanie sa a stav mikroúdajov, ktoré do modelov vstupujú. Tieto údaje môžu zahŕňať jednotlivcov, domácnosti alebo napríklad firmy. Nepozerajú sa v rámci modelu na agregovanú podobu aktérov, ale každého aktéra modelu považujú za samostatnú jednotku s charakteristickými črtami a správaním sa. Výhodou aplikácie týchto typov modelov je následne pomerne jednoduché odhadnutie dopadov založených na určitých zmien pre každú jednotku.

V rámci tejto štúdie sme používali mikrosimulačný model EUROMOD. Tento model bol vyvinutý a prvýkrát aplikovaný na Univerzity of Essex v Anglicku. EUROMOD predstavuje mikrosimulačný tax benefit model, ktorý je vytvorený na simulovanie daňových povinností a benefitov (hlavne sociálnych) určených predovšetkým pre jednotlivcov a domácnosti. Jedným z potenciálnych výsledkov tohto modelu je vyčíslenie exogénnej zmeny (zmena pravidiel nároku, alebo výška nároku) na disponibilný príjem jednotlivca alebo na úrovni domácností. EUROMOD je unikátny viac krajinný model vytvorený pre všetky krajiny Európskej únie. V každej krajine sú nasimulované platné legislatívy pre jednotlivé roky zväčša od roku 2005 do roku 2015 vrátane. Tým pádom je vytvorená základná reálna schéma tax benefit systémov v danej krajine.

Jedným zo základných potenciálnych vstupov do modelu EUROMOD je databáza založená na zisťovaní EU SILC¹. Výhodou použitia tohto zisťovania je harmonizácia vstupných údajov naprieč krajinami EÚ. Zisťovanie EU SILC SK je transformované ako vstupná databáza do modelu EUROMOD pre roky 2008, 2010 a 2012. Okrem tohto zisťovania je možné využiť na simulovanie v EUROMODE aj ďalšie mikrodatabázové zdroje. Tax benefit programovací jazyk v modeli je univerzálny, z čoho vyplýva napríklad jednoduchá aplikácia nového benefitu pre zvolenú krajinu. Modelová štruktúra je flexibilná a prispôbena na čo najjednoduchšiu užívateľskú prístupnosť. Medzi potenciálne možnosti využitia modelu EUROMOD môžeme zaradiť:

- simulovať predchádzajúce, terajšie, budúce a potenciálne tax benefit systémy v danej krajine
- simulovať komplexné politické reformy (napr. výdavkovo neutrálne)
- záměna tax benefit politik, transfer systému z inej členskej krajiny
- kontrafaktuálne scenáre
- predpokladané daňové príjmy a úniky, kalibrácia (nutnosť špeciálnych dát)
- vstup do ďalších analýz (napr. modely s ponukou práce; CGE² modely)

Štruktúru modelu môžeme vidieť na nasledujúcom obrázku (Obrázok 1). Ako vstup do modelu EUROMOD používa databázu s mikroúdajmi a ďalší súbor, ktorý obsahuje systém politik pre danú krajinu. Výstup modelu EUROMOD tvorí nová databáza s pôvodnými a aj s novými simulovanými premennými.



Obr. 1 Štruktúra modelu EUROMOD

¹ The EU statistics on income and living conditions

² Modely všeobecne vypočítateľnej rovnováhy

Z výstupnej databázy, ktorá obsahuje ako „staršie“, tak aj simulované veličiny následne môžeme pracovať na analýzach, v ktorých sledujeme dopady zmien vyvolané zmenou politik. Medzi základné dopady môžeme zaradiť napríklad: analýzu distribúcie, rozpočtové efekty alebo indikátory pracovných stimulov.

EUROMOD, ktorý je špecifikovaný pre krajinu Slovensko, obsahuje tieto nasledujúce tax benefit politiky (Porubský, Machlica, 2012):

- rodičovský príspevok
- sociálne poistenie - zamestnanec
- dávka v nezamestnanosti
- sociálne poistenie - zamestnávateľ
- sociálne poistenie - SZČO
- zdravotné poistenie
- príspevky na starobné dôchodkové sporenie
- daň z príjmu fyzických osôb
- príspevok pri narodení dieťaťa a príplatok k príspevku pri narodení dieťaťa
- prídavok na dieťa
- dávka v hmotnej núdzi a príspevky k dávke
- zdravotné poistenie platené štátom a samoplatcami

Všetky vyššie spomenuté tax benefit systémy sú v modeli EUROMOD naprogramované podľa legislatívneho znenia od roku 2006 do roku 2015.

Kalibrácia modelu EUROMOD pre jednotlivé scenáre uvedené v nasledujúcej časti pozostáva z dvoch krokov. Vstupná databáza použitá v simuláciách pochádza zo zisťovania EU SILC SK 2010. Nevýhodou je, že aktuálnejšia verzia databázy nám dosiaľ nebola sprístupnená. V ďalšom kroku sme pristúpili k rastovej indexácii do roku 2014, čím sme zabezpečili ekonomický stav sledovaných peňažných premenných platných pre rok 2014. Demografická štruktúra zostala nezmenená, zachovala stav v roku 2010. Následne sme mohli realizovať navrhnuté scenáre, ktoré sú popísané v ďalšej časti. Vyhodnotenie jednotlivých scenárov sme vykonali v programe STATA.

3 Scenáre

Kvôli čo najväčšej verifikácii výsledkov sme jednotlivé scenáre postavili na rovnakom ideologickom základe ako v prípade skoršej štúdie (Miklošovič, 2015), v ktorej sa využíval model SIMTASK. Vytvorili sme preto štyri scenáre, ktoré sa priamo dotýkali dávky v hmotnej núdzi a možné legislatívne zmeny nárokov k nej.

Baseline scenár je postavený na platnej legislatíve v roku 2014. V tomto scenári je nastavenie daní, odvodov a oprávnení na sociálne dávky (tax benefit systém) pre rok 2014. Tento scenár predstavuje aktuálny stav vyplácania sociálnej pomoci za predpokladu nezmenenej demografickej štruktúry od roku 2010. Všetky alternatívne scenáre budeme následne porovnávať s týmto základným scenárom. Rozdiely medzi baseline scenárom a alternatívnymi scenármi budeme môcť kvantifikovať ako čistý vplyv navrhovanej zmeny.

Scenár 1 je navrhnutý na základe tax benefit systému platného pre rok 2014, pričom systém dávky v hmotnej núdzi ostal platný pre rok 2013. Od 1.1.2014 nadobudla platnosť novela, ktorá zmenila podmienky dávky v hmotnej núdzi. Tento scenár modeluje predpoklad, aký vplyv na obyvateľstvo by nastal v prípade, že by vyššie spomínaná novela nenadobudla platnosť. Zjednodušene povedané, scenár číslo jedna odpovedá na otázku: „Čo keby v roku 2014 platil zákon o dávke v hmotnej núdzi platný v roku 2013 v nezmenenej podobe?“

Scenár 2 tvorí kompletný tax benefit systém platný pre rok 2014. Jedinou zmenou oproti baseline scenáru je zvýšené životného minima o 10% pre každú posudzovanú osobu (Tabuľka 1). Životné minimum má významný charakter pre viacero aspektov výpočtov daní a benefitov. Nevstupuje len ako parameter na nárok dávky v hmotnej núdzi, ale napríklad aj na výšku nezdaniateľného základu

dane z príjmu. Zmenou tohto parametra zasahujeme do viacerých častí sociálneho systému súčasne. Na druhej strane má výška životného minima nemarginálny dopad na daňový príjem štátu.

Tab. 1 Zmena výšky životného minima (EUR) (Zdroj: ŠÚSR a výpočty autora)

	Pôvodná úroveň ŽM	Nová úroveň ŽM
ŽM pre dospelú osobu	198,09	217,90
ŽM pre ďalšiu dospelú osobu	138,19	152,01
ŽM pre dieťa	90,42	99,46

Scenár 3 tvorí kompletný tax benefit systém platný pre rok 2014. V tomto scenári však pristupujeme k zvýšeniu výšky základných dávok v hmotnej núdzi o 20% pre každú posudzovanú osobu (Tabuľka 2).

Tab. 2 Zmena výšky dávky v hmotnej núdzi pre jednotlivé skupiny (EUR) (Zdroj: ŠÚSR a výpočty autora)

	Pôvodná úroveň DHN	Nová úroveň DHN
Jednotlivec	61,6	73,92
Jednotlivec s 1 – 4 deťmi	117,2	140,64
Jednotlivec s viac ako 4 deťmi	171,2	205,44
Dvojica bez detí	107,1	128,52
Dvojica s 1 – 4 deťmi	160,4	192,48
Dvojica s viac ako 4 deťmi	216,1	259,32

4 Výsledky

V prípade baseline scenára model nasimuloval³ takmer 255 tisíc domácností, ktoré by DHN poberali. Celkovo by bolo vynaložených na dávky v hmotnej núdzi a príspevky k nej viac ako 30 mil. EUR mesačne. Priemerný disponibilný príjem domácností by bol 590,8 EUR a mediánový disponibilný príjem 530,1 EUR mesačne.

Tab. 3 Výsledky z modelu EUROMOD pre domácnosti v rámci jednotlivých scenárov (Zdroj: výpočty autora)

	Baseline scenár	Scenár 1	Δ1 v %	Scenár 2	Δ2 v %	Scenár 3	Δ3 v %
Priemerný disponibilný príjem všetkých domácností	590,8	591,1	0,0%	594,3	0,6%	593,0	0,4%
Mediánový disponibilný príjem všetkých domácností	530,1	530,3	0,0%	535,1	0,9%	530,9	0,2%
Počet dom. - poberateľov	254 913	259 042	1,6%	258 030	1,2%	287 823	12,9%
Vyplatené dávky v mil. EUR	30,02	30,67	2,1%	30,08	0,2%	35,47	18,1%

V scenári 1, ktorý simuluje pôvodnú legislatívu týkajúcu sa DHN, model vytvoril viac ako 259 tisíc domácností, ktoré by poberali dávku v hmotnej núdzi a príspevky k nej. Je to o 1,6% viac ako v prípade baseline scenára. Celkové vynaložené prostriedky vzrástli v porovnaní s baseline scenárom o viac ako 600 tisíc EUR mesačne, čo predstavuje 2,1%. Priemerný disponibilný príjem a mediánový disponibilný príjem sa zmenil len minimálne. Z prvotných výsledkov dospievame k záveru, že pôvodná legislatíva platná pred 1.1.2014 bola štedrejšia a nárok na dávku v hmotnej núdzi a príspevky k nej malo viac domácností ako v prípade novej novely.

V prípade scenára 2, ktorý predstavoval zvýšenie životného minima o 10% pre každú posudzovanú osobu, model nasimuloval viac ako 258 tisíc poberateľov DHN, čo predstavuje nárast o 1,2% v porovnaní s baseline scenárom. Na druhej strane celkovo vyplatené prostriedky boli vyššie len o 0,2%, čo predstavuje 60 tisíc EUR mesačne. Priemerný disponibilný príjem domácností narástol na

³ EUROMOD v rámci simulácie nerozdelí domácnosti podľa pôvodného rozdelenia z EU SILC SK. Model optimalizuje rozpočet domácností a vytvára „nové“ domácnosti za účelom nároku na dávku v hmotnej núdzi a príspevky k nej. Preto je počet poberateľov nadhodnotený v porovnaní so skutočnosťou a uvedené vynaložené prostriedky na DHN sú maximálne.

594,3 EUR, čo je 0,6%. Mediánový disponibilný príjem domácností vzrástol na 535,1 EUR, čo je o 0,9% viac v porovnaní s baseline scenárom. Rast životného minima má vyšší vplyv na pracujúce domácnosti ako na domácnosti poberajúce DHN. Samotná výška životného minima priamo neovplyvňuje vyplatenú DHN. Priamo však ovplyvňuje napr. odpočítateľnú položku v prípade dane z príjmu.

V scenári 3, ktorý predstavoval zvýšenie dávky v hmotnej núdzi o 20% pre každú posudzovanú osobu, model nasimuloval takmer 288 tisíc domácností, čo je v porovnaní s baseline scenárom nárast o 12,9%. Celkové množstvo finančných prostriedkov použitých na dávky v hmotnej núdzi a príspevku k nej sú vyčíslené na takmer 35,5 mil. EUR mesačne, čo predstavuje viac ako 18% v porovnaní s baseline scenárom. Celkový mediánový disponibilný príjem domácností vzrástol o 0,2% a priemerný disponibilný príjem domácností vzrástol o 0,4% v porovnaní s baseline scenárom.

Dávka v hmotnej núdzi a príspevky k nej by mali adresovať k najchudobnejším vrstvám obyvateľstva, a tým pádom zmierňovať príjmové nerovnosti v rámci populácie. V nasledujúcej tabuľke sú uvedené hodnoty Gini koeficientu pre jednotlivé scenáre a veľkosť zmeny v porovnaní s baseline scenárom.

Tab. 4 Hodnoty Gini koeficientu a zmeny v porovnaní s baseline scenárom pre jednotlivé simulácie
(Zdroj: výpočty autora)

	Baseline scenár	Scenár 1	$\Delta 1$ v %	Scenár 2	$\Delta 2$ v %	Scenár 3	$\Delta 3$ v %
Gini koeficient	0,2721	0,2719	-0,1%	0,2721	0,0%	0,2695	-1,0%

Z uvedených výsledkov vyplýva, že nastavenie v scenári 1 (pôvodne platná legislatíva) bolo adresnejšie pre chudobnejšie kohorty obyvateľstva. Hodnota Gini koeficientu sa zlepšila o 0,1% v porovnaní s baseline scenárom. V scenári zvýšenia životného minima o 10% pre každú posudzovanú osobu sme nezaznamenali zmenu v hodnote Gini koeficientu. V prípade scenára 3, v ktorom sme zvýšili dávku v hmotnej núdzi o 20% pre každú posudzovanú osobu, sme zaznamenali najvýraznejšie zlepšenie hodnoty Gini koeficientu, a to o 1,0% v porovnaní baseline scenárom. Zvyšovanie dávky v hmotnej núdzi má významný vplyv na zmierňovanie príjmovej nerovnosti, avšak pri tomto scenári sme zaznamenali aj najvýraznejší nárast finančných prostriedkov potrebných na vyplácanie DHN.

V nasledujúcej tabuľke sú uvedené výsledky modelov EUROMOD a SIMTASK (Miklošovič, 2016) ako porovnanie jednotlivých scenárov s baseline scenárom. Všetky scenáre v jednotlivých modelových nástrojoch sú zhodné. Najväčšou zmenou je použitá vstupná databáza do modelov. Zatiaľ v čo modeli EUROMOD bolo použité zisťovanie EU SILK 2010, v modeli SIMTASK bolo využité zisťovanie EU SILK 2012. Nanešťastie tento nesúlad nebolo možné odstrániť pri vypracovaní tejto štúdie.

Tab. 5 Porovnanie výsledkov s baseline scenárom modelov EUROMOD a SIMTASK v % (Zdroj: výpočty autora a RRZ)

	Rozdiel oproti priemernému príjmu			Rozdiel počtu dom. – poberateľov			Celkové vyplatené prostriedky na DHN		
	Scenár 1	Scenár 2	Scenár 3	Scenár 1	Scenár 2	Scenár 3	Scenár 1	Scenár 2	Scenár 3
EUROMOD	0,0%	0,6%	0,4%	1,6%	1,2%	12,9%	2,1%	0,2%	18,1%
SIMTASK	0,4%	0,6%	0,3%	3,7%	0,0%	9,5%	30,8%	0,1%	28,8%

Z výsledkov uvedených v tabuľke 5 prichádzame k záveru, že výsledky zmien pre jednotlivé scenáre sú totožné a nezávislé od zvoleného modelového aparátu. Výraznejšie rozdiely sú vo veľkosti zmien v jednotlivých scenároch. Tieto zmeny, predovšetkým v scenároch 1 a 3, môžu byť spôsobené rozdielnou demografickou štruktúrou, ktorá bola zachytená v zisťovaniach v rokoch 2010 a 2012. Scenár 2 má rovnaké výsledky nezávisle od zvoleného modelového aparátu.

5 Záver

V tejto štúdií sme sa zamerali na simulovanie zmien v sociálnej politike pomocou modelu EUROMOD. Tento mikrosimulačný model je vhodným nástrojom na vytváranie analýz, ktoré sa zaoberajú zmenami tax benefit systémov nielen na Slovensku, ale aj v ďalších európskych štátoch. V rámci jednotlivých scenárov sme sa zamerali na simulovanie dopadov v prípade jednoduchých legislatívnych zmien týkajúcich sa predovšetkým dávky v hmotnej núdzi a príspevkov k nej. Okrem základného scenára, sme v rámci našej práce vytvorili tri alternatívne scenáre. Prvý alternatívny scenár simuloval predchádzajúcu legislatívu, ktorá bola platná pred 1.1.2014. V scenári číslo dva sme v rámci simulácie zvýšili životné minimum o 10% pre každú posudzovanú osobu. V alternatívnom scenári tri sme zvýšili dávku v hmotnej núdzi o 20% pre každú posudzovanú osobu. Výsledky jednotlivých scenárov sú podobné ako v predchádzajúcich štúdiách, v ktorých sme rovnaké scenáre aplikovali v modelovom aparáte SIMTASK, ktorý vyvinula Rada pre rozpočtovú zodpovednosť.

V prípade porovnania výsledkov modelmi EUROMOD a SIMTASK vychádzajú oba ako vhodné nástroje na vytváranie analýz v rámci tax benefit systémov. Smery dopadov sú pre oba modely v rámci jednotlivých scenárov rovnaké, líšia sa len silou dopadov. To je čiastočne spôsobené aj rozdielnymi vstupnými dátami, ktoré do jednotlivých modelov vstupovali. Výhodou EUROMODu je potenciálna aplikácia modelu aj v inom európskom štáte, resp. aplikácia zahraničnej sociálnej alebo daňovej politiky na Slovensko. Na druhej strane výhodou SIMTASKu je nadstavba modelu v rámci potenciálnych dopadov na zamestnanosť a jednoduchšia štruktúra modelu.

6 Literatúra

- [1] Figari, F., Levy, H., Sutherland, H. (2007): Using the EU-SILC for policy simulation: prospects, some limitations and suggestions. No. EM1/07. EUROMOD Working Paper Series.
- [2] Gerbery, D. (2007): Princíp aktivácie v sociálnej politike a jeho vzťah k zmierňovaniu chudoby a sociálneho vylúčenia. In Sociológia – Slovak Sociological Review, 39, no. 5, p. 383 – 408.
- [3] Karpiš, J., Ďurana, R., Ďurana, R., Jelenčíak, M. (2006): Analýza sociálneho systému SR. Bratislava: INESS, 3.
- [4] Miklošovič, T. (2016): Alternatívne systémy dávky v hmotnej núdzi. In Páleník, V. Inkluzívny rast v stratégii Európa 2020 : naivita alebo genialita? 1. vyd. - Bratislava: Ekonomický ústav SAV, s. 61-80.
- [5] Miklošovič, T. (2015) Dávka v hmotnej núdzi - modelový prístup. In Vedecké state z výskumných projektov 2015 [elektronický zborník]. - Bratislava : Ekonóm, 2015, s. 68-85. ISBN 978-80-225-4190-9.
- [6] Porubský, M. – Machlica, G. (2012): EUROMOD Country Report: Slovak Republic 2009 – 2012. Dostupné na: <<https://www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromodusers/country-reports>>.
- [7] Radičová, I. – Navrátilová, L. (2014): Vývoj riešenia hmotnej núdze medzi rokmi 2004 až 2014. Bratislava: Ekonomický ústav Slovenskej akadémie vied, 175 s. ISBN 978-80-7144-230-1.
- [8] Radičová, I. (ed). (1998): Sociálna politika na Slovensku. Bratislava: SPACE. 283 s. ISBN 80-9674403-7-7.
- [9] Siebertová, Z., Švarda, N., Valachyová, J. (2014): A Microsimulation model of the Slovak Tax-Benefit System, CBR Discussion paper No. 4/2014.
- [10] Siebertová, Z., Švarda, N., Valachyová, J. (2015): SIMTASK: A Microsimulation model of the Slovak Tax-Benefit System, CBR Discussion paper No. 3/2015.
- [11] Siebertová, Z., Senaj, M., Švarda, N., Valachyová, J. (2014): To Work or Not Work? Estimates of Labour Supply Elasticities, CBR Working Paper No. 1/2014.
- [12] Siebertová, Z., Senaj, M., Švarda, N., Valachyová, J. (2015): To Work or Not to Work? Updated Estimates of Labour Supply Elasticities, CBR Working Paper No. 3/2015.
- [13] Sutherland, H., Figari, F. (2013). EUROMOD: the European Union tax-benefit microsimulation model. International Journal of Microsimulation 6(1), 4–26
- [14] Štefánik, M., Lubyová, M., Dováľová, G., Karasová, K. (2014): Analýza účinkov nástrojov aktívnej politiky trhu práce: výstup v rámci aktivity A3-T5: Problematika trhu práce podľa regionálnych a odvetvových rozdielov. Bratislava: Centrum vzdelávania Ministerstva práce, sociálnych vecí a rodiny SR, 222 s.

7 Poďakovanie

Tento príspevok vznikol v rámci riešenia projektu VEGA 2/0181/15.

Ekonomické vs. ekologické ciele v CGE modeli

Economic vs. Ecological Goals in CGE Model

Kristína Petříková

Ekonomická univerzita v Bratislave, Fakulta hospodárskej informatiky, Dolnozemská cesta 1/b, 852 35 Bratislava
The University of Economics in Bratislava, Faculty of Economic Informatics, Dolnozemská cesta 1/b, 852 35 Bratislava, Slovakia
kristina.petrikova@euba.sk

Abstrakt: Príspevok približuje experimentálnu kvantitatívnu analýzu dvoch cieľov vlády – ekonomického a environmentálneho, vykonanú pomocou kombinácie CGE modelu a viackriteriálneho rozhodovania. V rámci toho je použitá metóda cieľového programovania, pričom hlavnými medzi sebou konfliktnými cieľmi sú maximalizácia blahobytu domácností a minimalizácia množstva generovaných emisií vo výrobnom procese. Napĺňanie cieľov je priamo závislé od rozhodovacieho procesu vládneho sektora, ktorý alokuje svoj rozpočet v závislosti od preferencií pre súčasný, alebo budúci blahobyt. Výsledky príspevku poukazujú na kompromisy nutné pre simultánne napĺňanie ekonomického a environmentálneho cieľa, pričom miera ich splnenia je priamo závislá od preferencií vládneho sektora a voľby funkčného tvaru generácie emisií s ich následným daňovým zaťažením.

Abstract: The paper provides an experimental quantitative analysis of two chosen government goals – economic and environmental. It is based on combination of CGE modelling and multi-criteria decision making methods. Using goal programming approach we consider two conflicting goals – maximisation of household welfare and minimisation of emissions generated in the production process. Fulfilment of foreseen objectives is directly dependant on decision making process of the government sector which has to allocate its budget according to its preferences for either present, or future wellbeing. The results prove that there are certain trade-offs between fulfilment of economic and environmental objectives, while the level of goal satisfaction is directly dependent on government sector preferences as well as on the functional form chosen for the emissions generation and its subsequent taxation

Kľúčové slová: CGE model. Viackriteriálne rozhodovanie. Vláda. Lokácia rozpočtu.

Key words: CGE model. Multi-criteria decision making. Government. Budget allocation.

1 Úvod

Pri tvorbe hospodárskej politiky je žiaduce brať do úvahy viacero rôznych, často medzi sebou konfliktných cieľov. Tieto môžu byť ekonomického, environmentálneho, či sociálneho charakteru. Z pohľadu kvantitatívnej analýzy je vhodné, keď je možné vyjadriť tendencie vývoja jednotlivých atribútov pod vplyvom preferencie špecifického cieľa, či viacerých z nich. Príspevok predstavuje experimentálnu kombináciu dvoch kvantitatívnych prístupov k takejto úlohe – CGE¹ modelu a viackriteriálneho rozhodovania. Prvýkrát bol takýto prístup predstavený v Andre – Cardenete – Romero (2010), s aplikáciou na španielsku ekonomiku. Autori sa sústredili predovšetkým na analýzu kompromisov medzi ekonomickým blahobytom a environmentálnou záťažou, s postupným pripojením ďalších cieľov, akými sú nezamestnanosť, miera inflácie atď. Zvolený modelovací prístup kombinuje funkcionality CGE modelu a metód viackriteriálnej analýzy, s hlavným zameraním na identifikáciu efektívnych riešení a ich následným porovnaním s reálnym vývojom ekonomiky za dané obdobie. Zatiaľ čo výsledky štúdie preukazujú kompromisy potrebné pre dosahovanie čiastkových výsledkov v jednotlivých stanovených cieľoch, komparácia s reálnym vývojom španielskej ekonomiky nasvedčuje jeho neefektívnosti. Táto publikácia zahŕňa aj čiastkové výsledky dosiahnuté v predošlých prácach autorského kolektívu; Andre – Cardenete (2005), Andre – Cardenete (2006), Andre – Cardenete (2009), Andre – Cardenete – Romero (2007), Andre – Cardenete – Velasquez (2005).

V predkladanej práci sa venujeme dvom cieľom, ktorých uspokojenie súčasne si vyžaduje isté kompromisy u každého z nich. Za ekonomický cieľ považujeme maximalizáciu blahobytu sektoru domácností, zatiaľ čo v environmentálnej oblasti je ambíciou minimalizácia množstva generovaných

¹ Z angl. Computable General Equilibrium

emisií ako súčasti výrobného procesu. Okrem toho je modelový rámec rozšírený o rozhodovací proces vládneho sektora, na základe ktorého je možné meniť mieru naplnenia stanovených cieľov.

2 Špecifikácia modelu

Základné rovnice CGE modelu vychádzajú z Lofgren (2003), ktorý prezentoval sústavu pre statický model. Ako dátový podklad je použitá experimentálna SAM² matica skonštruovaná pre potreby modelu. V modeli je popísaná produkčná aj spotrebná stránka ekonomiky, pričom v produkcii uvažujeme dve komodity, s odlišnou náročnosťou na záťaž životného prostredia. Produkcia je modelovaná prostredníctvom zloženej produkčnej funkcie, v Cobb-Douglasovej špecifikácii.

Spotreba sa delí medzi nasledovné sektory:

- Sektor domácností – ďalej dezagregovaný na dva typy domácností, s odlišnou mierou previazanosti na podporu od vlády
- Sektor vlády.

Domácnosti sa správajú podľa nasledovných vzťahov

$$QH_{c,hous} = \frac{1}{P_c} shousc_{c,hous} YH_{hous} (1 - mps_{hous}) (1 - ty_{hous}) \quad (1)$$

$$YH_{hous} = \sum_f YF_{hous,f} + share_{hous} SHARETRANS * BUDGOV \quad (2)$$

kde c sú dva typy produkovaných komodít, $hous$ definuje dva typy domácností, QH vysvetľuje dopyt konkrétnej domácnosti po danej komodite, ktorý je znížený o podiel úspor (mps) a daň z príjmu (ty). P_c je cena platená za komodity (ktorá zahŕňa rôzne typy daní, popísaných nižšie), YH je celkový príjem danej domácnosti, ktorý pozostáva z príjmu z produkčných faktorov YF a pridelených transferov od vládneho sektora, ktoré sú modelované ako podiel z vládneho rozpočtu $BUDGOV$.

Správanie vládneho sektora je špecifikované takto

$$EGOV = \sum_c qg_c PC_c + \sum_{hous} share_{hous} SHARETRANS * BUDGOV + BUDGOV * SHAREIECO \quad (3)$$

$$YGOV = \sum_{hous} YH_{hous} ty_{hous} + \sum_c Q_c PX_c ts_c + \sum_c ENVT_c \quad (4)$$

$$SHARETRANS + SHAREIECO = 1 \quad (5)$$

kde $EGOV$ sú výdavky a $YGOV$ príjmy vlády. Výdavky sa členia na spotrebu komodít qg , ktorá je zachovaná na konštantnej úrovni, a „rozpočet“ vlády, ktorý je prideľovaný domácnostiam v podobe transferov, alebo vynaložený na ekologické investície. Príjmy sa skladajú z odvodených daní, ktoré sú členené:

- Daň z príjmu ty , z celkových príjmov domácností³
- Daň z predaja ts , z celkovej produkcie Q
- Environmentálna daň – závislá od množstva produkovaných škodlivých látok podľa produkčného sektora.

Do štandardného CGE modelu je zahrnutý environmentálny blok rovníc, ktorým modelujeme proces tvorby emisií ako aj ich prípadné obmedzovanie

$$EMM_c = \theta_c Q_c \quad (6)$$

$$ENVT_c = \rho_c EMM_c \quad (7)$$

$$\theta_c = \left(1 - \ln \left(\frac{SHAREIECO}{SHAREIECOZ} \right) \right) \theta Z_c \quad (8)$$

kde množstvo generovaných emisií v jednotlivých produkčných sektoroch je zachytené ako EMM , odvíjajúce sa od celkovej produkcie a parametra θ , vystupujúceho v modeli ako premenná. Táto je závislá od svojej počiatočnej hodnoty θZ a od objemu ekologických investícií vynaložených vládny

² Z angl. Social Accounting Matrix

³ Nakoľko v modeli nie sú zastúpené inštitúcie, jediným prijímateľom výnosov z výrobných faktorov sú domácnosti.

sektorom, pričom čím sú tieto vyššie, tým viac sa zníži ekologická náročnosť produkcie (θ klesne). Environmentálna daň je modelovaná v priamej závislosti od množstva generovaných emisií, s previazanosťou na parameter ρ , ktorý predstavuje cenu za jednotku generovaných emisií. Zatiaľ čo ρ je rovnaké v oboch sektoroch, θ , teda produkčná náročnosť na životné prostredie, je medzi sektormi odlišená – v Sektore 1 je inicializovaná na polovičnej úrovni Sektora 2.

Pri voľbe metódy viackriteriálnej analýzy sa opierame najmä o Charnes – Cooper (1977), Tamiz – Jones – Romero (1998) a Andre – Cardenete – Romero (2010), ktorí rozpracovali koncepciu cieľového programovania. Cieľové programovanie definuje pre každé kritérium cieľovú hodnotu, ku ktorej by sa konečné riešenie úlohy malo čo najviac priblížiť. Táto metóda je relevantná najmä v situáciách, kedy sú uvažované kritéria v konflikte medzi sebou – pri dosahovaní ideálnych hodnôt jedného z nich sa výsledky v ostatných vzdávajú od ideálnych hodnôt. Pri definovaní rovníc environmentálneho bloku sme vychádzali z Luptáčík (2009) a André – Cardenete – Romero (2010), pričom pre potreby našej úlohy boli rovnice pozmenené do nasledovnej podoby

$$OBJ1 = \sum_{hous} \sum_c QH_{c,hous} \quad (9)$$

$$OBJ2 = \sum_c EMM_c \quad (10)$$

$$OBJ1 + n_1 - p_1 = T_1 \quad (11)$$

$$OBJ2 + n_2 - p_2 = T_2 \quad (12)$$

$$OBJGP = n_1 + p_2 \quad (13)$$

Rovnice (9) – (10) zachytávajú dva sledované ciele: dopyt domácností a generovanie emisií vo výrobnom procese. Zatiaľ čo dopyt domácností je cieľom maximalizovať, zároveň je sledovaná minimalizácia množstva vyprodukovaných emisií. Rovnice (11) – (12) predstavujú špecifikáciu úlohy cieľového programovania, na ich pravej strane vystupujú cieľové hodnoty pre jednotlivé kritéria, od ktorých je možné sa pozitívne (negatívne) odchyliť – pozitívne (negatívne) odchýlky sú zapísané ako p_1 (n_1). Takto naformulované úlohy je možné zhrnúť do jednej cieľovej rovnice (13), ktorá zachytáva negatívnu odchýlku od prvého a pozitívnu odchýlku od druhého kritéria. Z definície pritom vychádza, že pozitívna odchýlka pri maximalizačnej úlohe prvého kritéria bude nulová, rovnako ako negatívna odchýlka nadobudne nulovú hodnotu pri probléme minimalizácie generovaných emisií.

V optimalizačnom procese je hlavným sektorom vláda, ktorá rozhoduje o alokácii svojho rozpočtu. Vláda môže zaujať dva prístupy:

- Uprednostniť momentálny blahobyt – takto navýšiť podiel transferov domácnostiam na jej celkovom rozpočte (pomocou zvýšenia premennej *SHARETRANS*)
- Uprednostniť budúci blahobyt – prostredníctvom vynaloženia prostriedkov na ekologické investície znížiť celkovú environmentálnu záťaž.

3 Úloha jednokriteriálnej optimalizácie

Parciálnym cieľom pri hľadaní optimálnych riešení je identifikovanie kompromisov (trade-offs) medzi jednotlivými kritériami. Tieto získame pomocou optimalizácie so zohľadnením každého kritéria individuálne. Úloha má nasledovnú podobu

$$\begin{aligned} \max (\min) OBJ_i, \quad i = 1,2 \\ \text{s. t.} \\ \text{všetky rovnice CGE modulu} \end{aligned} \quad (14)$$

Pri probléme maximalizácie dopytu domácností a následnej minimalizácie generácie emisií dostávame nasledovné výsledky

Tab. 1 Percentuálne zmeny v hodnotách kritérií oproti základnému scenáru, jednokritériálna optimalizácia (Zdroj: Vlastné výpočty autora)

	Household demand	Emissions
Max OBJ1	2,30%	29,80%
Min OBJ2	-2,80%	-29,85%

kde ideálne hodnoty sú vyznačené hrubým perom, anti-ideálne podčiarknuté. Výsledkom parciálnej optimalizácie sú takto alokované váhy prerozdelenia vládneho rozpočtu

Tab. 2 Alokácia váh rozpočtu vlády, jednokritériálna optimalizácia (Zdroj: Vlastné výpočty autora)

	SHARETRANS	SHAREIECO
Základný scenár	0,788	0,212
Max OBJ1	0,840	0,160
Min OBJ2	0,718	0,282

Z Tab. 2 vidíme, že v základnom scenári bol vládny rozpočet alokovaný kompromisne v porovnaní s výsledkami jednokritériálnej optimalizácie. V oboch prípadoch vláda venovala prevažnú väčšinu rozpočtu transferom pre domácnosti, čo je spôsobené predovšetkým počiatočným nastavením modelu, ktoré ohraničuje zmeny v jednotlivých premenných najviac o 30% oproti základnému scenáru. V Tab. 1 sú zobrazené percentuálne zmeny kritérií pri riešení tejto úlohy. V týchto podmienkach ideálnou hodnotou pre dopyt domácností je nárast o 2,3%, zatiaľ čo v opačnom prípade dôjde k zníženiu generácie emisií o necelých 30%. Hlavný mechanizmus, prostredníctvom ktorého dochádza v dvoch scenároch k odlišným (opačným) výsledkom, je rozhodovací proces vládneho sektora, ktorý alokuje svoj rozpočet v závislosti od preferencie jednotlivých cieľov.

4 Úloha cieľového programovania

Zatiaľ čo v predchádzajúcej kapitole sme sa zaoberali jednotlivými cieľmi parciálne, v nasledovnej úlohe sa bude vláda rozhodovať simultánne s prihliadnutím na napĺňanie oboch cieľov. Optimalizačná úloha nadobúda formu úlohy cieľového programovania s nasledovnou špecifikáciou

$$\begin{aligned}
 &\min OBJGP \\
 &s. t. \\
 &OBJ1 + n_1 - p_1 = T_1 \\
 &OBJ2 + n_2 - p_2 = T_2
 \end{aligned} \tag{15}$$

všetky rovnice CGE modulu

Úloha obsahuje 51 rovníc a premenných, pričom okrem štandardnej sústavy rovníc CGE modelu sú v nej doplnené cieľové rovnice pre dve kritéria. Táto úloha dáva nasledovné výsledky

Tab. 3 Percentuálne zmeny kritérií oproti základnému scenáru, úloha cieľového programovania (Zdroj: Vlastné výpočty autora)

	Household demand	Emissions
GP problem	-2,20%	-23,90%

pri takejto alokácii vládneho rozpočtu pre jednotlivé ciele

Tab. 4 Alokácia váh rozpočtu vlády, úloha cieľového programovania (Zdroj: Vlastné výpočty autora)

	SHARETRANS	SHAREIECO
GP problem	0,734	0,266

Z Tab. 4 vidíme, že zatiaľ čo prerozdelenie vládneho rozpočtu je v porovnaní so základným scenárom odlišné, riešenie úlohy cieľového programovania sa nachádza medzi okrajovými riešeniami nájdenými v predošlom zadaní. Zatiaľ čo väčšina rozpočtu bola alokovaná na poskytovanie transferov sektoru domácností, zmena oproti základnému scenáru v dopyte tohto sektoru je negatívna. Na druhej

strane vďaka navýšeniu ekologických investícií bolo možné za danej špecifikácie modelu dosiahnuť zníženie množstva generovaných emisií takmer o 24%.

5 Zhrnutie

Príspevok sa venuje kvantitatívnej analýze s dôrazom na metodologický rámec makroekonomického modelovania. Kombináciou dvoch prístupov – CGE modelovania a metódy viackriteriálneho rozhodovania sme načrtli úlohu dvoch kritérií, ktoré sú navzájom protichodné. Hlavným rozhodovacím subjektom je v tejto úlohe vláda, ktorá alokuje svoje prostriedky na základe svojich preferencií, s orientáciou na dosahovanie súčasného, alebo budúceho blahobytu.

Výsledky ukazujú, že vláda môže robiť kompromisné rozhodnutia, ktoré vedú k dosahovaniu čiastkových efektov na vybrané kritériá. Treba povedať, že výsledky sú fundamentálne závislé od voľby funkčnej podoby jednotlivých rovníc, predovšetkým rovnica environmentálneho zaťaženia (8) a voľba transmisného mechanizmu medzi ekologickými investíciami a jeho znižovaním signifikantne vplyva na dosiahnuté hodnoty atribútov.

6 Literatúra

- [1] Andre, F. A., Cardenete, M. A. 2006. *Designing Efficient Policies in a Regional Economy. A MCDM-CGE Approach*. Working Paper. Centro de Estudios Andaluces, E2006/03.
- [2] Andre, F. A., Cardenete, M. A. 2009. *Efficient Economic and Environmental Policies Combining Multicriteria Techniques and General Equilibrium Modelling*. Working Paper. Universidad Pablo de Olavide, ECON 09.08.
- [3] Andre, F.A., Cardenete, M.A., Romero, C. 2010. *Designing Public Policies – An Approach Based on Multi-Criteria Analysis and Computable General Equilibrium Modelling*. Springer. ISBN 978-3-642-12182-1.
- [4] Andre, F.A., Cardenete, M.A. 2005. *Multicriteria Policy Making. Defining Efficient Policies in a General Equilibrium Model*. Working Paper. Centro de Estudios Andaluces, E2005/04.
- [5] Andre, F.J., Cardenete, M.A., Romero, C. 2007. Using Compromise Programming for Macroeconomic Policy Making in a General Equilibrium Framework: Theory and Application to the Spanish Economy. In *Journal of the Operational Research Society*, Vol. 59, pp. 875-883.
- [6] Andre, F.J., Cardenete, M.A., Velasquez, E. 2005. Performing an Environmental Tax Reform in a Regional Economy. A Computable General Equilibrium Approach. In *The Annals of Regional Science*, Vol. 32, No. 2, pp. 375-392.
- [7] Charnes, A., Cooper, W.W. 1977. Goal Programming and Multiple Objective Optimizations, Part 1. In: *European Journal of Operational Research*, roč. 1, č. 1, s. 39-54.
- [8] Lofgren, H. 2003. *Exercises in General Equilibrium Modelling Using GAMS*. The International Food Policy Research Institute. ISBN 0-89629-339-4.
- [9] Luptáčík, M. 2009. *Mathematical Optimization and Economic Analysis*. Springer. ISBN 978-0-387-89551-2.
- [10] Tamiz, M., Jones, D., Romero, C. 1998. Goal Programming for Decision-Making: An Overview of the Current State-of-the-Art. In: *European Journal of Operational Research*, roč. 111, č. 3, s. 569-581.

7 Poďakovanie

Príspevok vznikol s podporou z projektu VEGA 1/0810/15 Input-output analýza Európskej integrácie.

Využití měr variability pro nominální proměnné ve vícerozměrné statistické analýze

Use of Variability Measures for Nominal Variables in Multivariate Statistical Analysis

Hana Řezanková^{ab}, Zdeněk Šulc^a, Dušan Húsek^b

^a Vysoká škola ekonomická v Praze, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3, Česká republika

^a University of Economics, Prague, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3, Czech Republic

^b Ústav informatiky AV ČR, v.v.i., Pod Vodárenskou věží 2, 182 07 Praha 8, Česká republika

^b Institute of Computer Science CAS, Pod Vodárenskou věží 2, 182 07 Praha 8, Czech Republic

hana.rezankova@vse.cz, zdenek.sulc@vse.cz, dusan@cs.cas.cz

Abstrakt: Článek se zaměřuje na míry variability pro nominální proměnné, kterými jsou variační poměr, nominální rozptyl (též Giniho index) a entropie. Všechny tři míry jsou aplikovány při hodnocení intenzity jednostranné závislosti nominální proměnné na druhé kategoriální proměnné při využití stejného principu, pomocí něhož je konstruován poměr determinace v analýze rozptylu. Jinou aplikací Giniho indexu a entropie jsou nedávno navržené míry podobnosti pro objekty charakterizované hodnotami nominálních proměnných, které mohou být využity např. ve shlukové analýze. Míry variability lze též využít při hodnocení shlukování. Z dalších aplikací lze zmínit použití entropie a Giniho indexu v rozhodovacích stromech pro výběr vysvětlující proměnné, pomocí jejichž kategorií lze rozdělit hodnoty vysvětlované proměnné do skupin s nejmenší entropií, resp. nejnižší hodnotou Giniho indexu.

Abstract: The paper focuses on variability measures for nominal variables, i.e. the ratio of variation, nominal variance (also the Gini index) and the entropy. All three measures are applied for evaluation of directional dependence of a nominal variable on a categorical variable using the same principle, by means of which the determination ratio in ANOVA is created. The Gini index and the entropy principles can be applied in recently proposed similarity measures for objects characterized by values of nominal variables, which can be used e.g. in cluster analysis. The variability measures can be also used for clustering evaluation. From other applications, we can mention the use of the entropy and the Gini index in decision trees for selection of an exploratory variable by means of its categories the values of the target variable can be divided into groups with the smallest entropy or the smallest value of the Gini index.

Klíčová slova: Míry variability. Nominální proměnné. Vícerozměrná analýza. Míry závislosti. Míry podobnosti. Shluková analýza. Rozhodovací stromy. Hodnocení klasifikace.

Key words: Variability measures; Nominal variables; Multivariate analysis; Dependence measures; Similarity measures; Cluster analysis; Decision trees; Classification evaluation.

1 Úvod

Variabilita proměnných hraje ve statistických metodách významnou úlohu. Míry variability jsou užitečným doplňkem k mírám polohy, neboť pouze kombinace různých typů popisných charakteristik umožňuje vhodným způsobem prezentovat datový soubor. V případě kvantitativních proměnných je nejčastějším využitím kombinace aritmetického průměru a směrodatné odchylky, která v případě jednovrcholového symetrického rozdělení četností může sloužit k identifikaci případných odlehklých pozorování.

Velký význam má zkoumání variability v metodách vícerozměrné analýzy. Slouží například k vyjádření intenzity závislosti dvou kvantitativních proměnných pomocí Pearsonova korelačního koeficientu nebo koeficientu determinace v regresní analýze, případně poměru determinace či koeficientu éta (odmocniny z poměru determinace) v analýze rozptylu (metodě ANOVA), či k redukci počtu proměnných na základě analýzy hlavních komponent. Je základem konstrukce testových kritérií pro testy o nezávislosti (metody ANOVA a MANOVA). Ty se staly inspirací pro hodnocení výsledků shlukové analýzy s využitím mezishlukové a vnitroshlukové variability pro získané přiřazení objektů do určitého počtu shluků.

Variabilita kvantitativní proměnné může být vyjádřena např. pomocí rozptylu nebo směrodatné odchylky, při porovnání poměrem pak stačí součet čtverců (součet druhých mocnin odchylek od průměrných hodnot). V praktických úlohách se však často vyskytují proměnné, které nejsou

kvantitativní, tudíž z jejich hodnot nelze spočítat průměr. U nominálních proměnných nemůžeme ani stanovit pořadí variant hodnot (kategorií). Z toho důvodu je potřeba vyjádřit jejich variabilitu odlišným způsobem než u kvantitativních, případně ordinálních proměnných.

Cílem článku je podat přehled využití měř variability pro nominální proměnné ve vícerozměrné statistické analýze. Budou uvedeny jak známé aplikace, tak nedávno navržené. V tomto směru jde o rozšíření stávajících poznatků. V dalším textu je v sekci 2 pojednáno o mírách variability pro nominální proměnné. V sekci 3 je uvedena aplikace těchto měř pro vyjádření intenzity závislosti nominálních proměnných, v sekci 4 je zařazena nedávno navržená aplikace pro vyjádření podobnosti objektů charakterizovaných hodnotami nominálních proměnných a sekce 5 je věnována problematikám vztahující se ke shlukové analýze (metody shlukování využívající míry variability a hodnocení výsledků shlukování). Sekce 6 je pak zaměřena na klasifikační metody se známými skupinami. Zmíněna je aplikace měř variability v rozhodovacích stromech a využití pro hodnocení výsledků získaných při klasifikaci objektů do tří a více skupin. V závěru článku je provedeno shrnutí významu pojednávaných měř.

2 Míry variability pro nominální proměnné

Základním způsobem popisu kategoriálních (a tedy i nominálních) proměnných je tabulka rozdělení četností jednotlivých kategorií. Pro výpočty popisných charakteristik jsou tedy k dispozici absolutní četnosti n_u a relativní četnosti p_u , kde $u = 1, 2, \dots, K$, přičemž K je počet kategorií dané proměnné a $p_u = n_u/n$ ($n = \sum_u n_u$). Jako míra polohy může být využita pouze modální (nejčetnější) kategorie, jejíž četnost bude dále označována jako n_{M_0} , resp. v relativním vyjádření p_{M_0} , kde $n_{M_0} = \max_u(n_u)$ a $p_{M_0} = \max_u(p_u)$.

Míry variability pro nominální proměnné jsou v české literatuře popsány např. v knize [5]. V dalším textu jsou názvy měř převzaty z tohoto zdroje. Jde o tři míry, kterými jsou

a) variační poměr v , který se spočte podle vzorce

$$v = 1 - p_{M_0}, \quad (1)$$

b) *nominální rozptyl* $nomvar$ (též *Giniho koeficient*), vyjadřující relativní počet všech dvojic odlišných hodnot (vztahený k všem možným dvojicím hodnot) a počítaný podle vzorce

$$nomvar = 1 - \sum_{u=1}^K p_u^2 = \sum_{u=1}^K (p_u(1 - p_u)), \quad (2)$$

c) entropie H , která je dána vzorcem

$$H = - \sum_{u=1}^K p_u \ln p_u, \quad (3)$$

je-li pro všechna u relativní četnost $p_u \neq 0$ (v případě $p_u = 0$ se pro dané u položí příslušný sčítanec roven nule).

Platí, že $p_{M_0} \in \langle \frac{1}{K}; 1 \rangle$ a $\sum p_u^2 \in \langle \frac{1}{K}; 1 \rangle$. Tudíž jak $v \in \langle 0; (K-1)/K \rangle$, tak také $nomvar \in \langle 0; (K-1)/K \rangle$. Dále $H \in \langle 0; \ln K \rangle$. Jestliže míra variability nabude hodnoty nula, pak hovoříme o nulovém rozptýlení, čili úplné homogenitě. Platí, že čím vyšší je hodnota, která charakterizuje variabilitu, tím vyšší je heterogenita souboru (maximální variabilita nastává v případě, kdy jsou všechny kategorie rovnoměrně zastoupeny).

Jako ilustraci si uveďme dvě proměnné se stejnými kategoriemi s rozděleními četností uvedenými v tabulce 1. V případě vlastnictví pračky je relativní četnost první kategorie 97 %, variabilita je tedy velmi malá. Hodnota variačního poměru je 0,03, nominálního rozptylu 0,059 a entropie 0,152. Vlastnictví auta je charakterizováno větší variabilitou. Hodnota variačního poměru je 0,36, nominálního rozptylu 0,517 a entropie 0,879.

Tab. 1 Rozdělení četností pro dvě proměnné (uvedeny jsou položené dotazy)

Kategorie	Vlastní domácnost pračku?		Vlastní domácnost auto?	
	n_{ii}	p_{ii}	n_{ii}	p_{ii}
má vlastní	8 596	0,970	5 675	0,640
nemá – nemůže si dovolit	56	0,006	1 016	0,115
nemá z jiných důvodů/nechce	214	0,024	2 175	0,245
Celkem	8 866	1,000	8 866	1,000

Míry variability mohou být vyjadřovány také pomocí hodnot z intervalu od 0 do 1, čehož dosáhneme tím, že hodnotu vypočtenou podle některého z výše uvedených vzorců dělíme maximálně možnou hodnotou, tj. $(K - 1)/K$, resp. $\ln K$. Výsledkem je

- *normalizovaný nominální rozptyl* vyjádřený jako $\text{norm. nomvar} = K \cdot \text{nomvar} / (K - 1)$,
- *normalizovaná entropie* daná vztahem $\text{norm. } H = H / \ln K$.

Výsledkem normalizace hodnot uvedených výše bude pro vlastnictví pračky hodnota normalizovaného nominálního rozptylu 0,089 a normalizované entropie 0,138, pro vlastnictví auta hodnota normalizovaného nominálního rozptylu 0,775 a normalizované entropie 0,8.

Vzorci s využitím absolutních četností, výběrové charakteristiky a ukázky výpočtů jsou uvedeny v knihách [4; 6], přičemž Pecáková v [4] používá výraz *nomvar* v jiném významu, a to pro normalizovaný nominální rozptyl.

Protože variační poměr je založen pouze na četnosti jedné kategorie a využívá jen část dostupné informace, jeho aplikace jsou omezeny pouze na vyjádření intenzity závislosti. Mohl by být uvažován i v některých jiných oblastech, ale vzhledem k většímu významu nominálního rozptylu a entropie bude zahrnut pouze v sekci 3.

3 Míry závislosti pro nominální proměnné

Při zkoumání jednostranné závislosti nominální proměnné (označené symbolem Y) na jiné kategoriální proměnné (označené X) můžeme její intenzitu vyjádřit s využitím principu analýzy rozptylu a analogie s poměrem determinace jako podíl meziskupinové a celkové variability. Přitom celková variabilita je dána součtem meziskupinové a vnitroskupinové variability, což se využívá pro jednodušší výpočet meziskupinové variability.

Z vyjádření variability pomocí variačního poměru vychází *Goodmanovo-Kruskalovo* λ (lambda), které v roce 1954 navrhli Goodman a Kruskal. Symboly využívají značení pro četnosti v kontingenční tabulce obsahující sdružené četnosti (absolutní nebo relativní) kombinací dvojic kategorií, z nichž jedna je kategorie proměnné X a druhá proměnné Y . Sdružené relativní četnosti budou dále označovány jako p_{rs} , kde $r = 1, 2, \dots, R$ a $s = 1, 2, \dots, S$. Pro asymetrickou variantu vyjadřující závislost proměnné Y na proměnné X s R kategoriemi lze odvodit vzorec

$$\lambda_{Y|X} = \frac{v(Y) - \sum_{r=1}^R p_{r+} v(Y|x_r)}{v(Y)} = \frac{1 - p_{+M_0} - \sum_{r=1}^R p_{r+} \left(1 - \frac{p_{rM_0}}{p_{r+}}\right)}{1 - p_{+M_0}} = \frac{\sum_{r=1}^R p_{rM_0} - p_{+M_0}}{1 - p_{+M_0}}, \quad (4)$$

kde $p_{+M_0} = \max_s (p_{+s})$ a $p_{rM_0} = \max_s p_{rs}$, přičemž p_{+s} znamená marginální relativní četnost v s -tém sloupci. Tento koeficient nabývá hodnot z intervalu $\langle 0; 1 \rangle$. Hodnoty 0 dosáhne v případě, že kategorie proměnné X žádným způsobem nepřispívají k predikci kategorie proměnné Y . Hodnoty 1 nabude, když každý řádek tabulky obsahuje nejvýše jedno políčko s nenulovou četností ($p_{rs} = p_{r+}$). Analogicky lze vyjádřit intenzitu závislosti proměnné X na proměnné Y a existuje též symetrická varianta založená na příspěvcích k predikcím kategorií vysvětlované proměnné. Je zřejmé, že tento koeficient zohledňuje pouze modální četnost a nepřihlíží k rozdělení ostatních četností. Často se tedy stává, že výsledkem je hodnota 0, ačkoliv jiné koeficienty nabývají hodnot vyšších. Koeficient λ vyjadřuje míru redukce chyby pro predikci, jestliže známe hodnotu vysvětlující proměnné. Tato míra redukce může být nulová a přitom mezi proměnnými může existovat závislost.

Pokud by byla pro vyjádření intenzity závislosti aplikována míra *nomvar*, pak výsledkem postupu analogického se vztahem (4) bude Goodmanovo-Kruskalovo τ (tau):

$$\begin{aligned}\tau_{Y|X} &= \frac{\text{nomvar}(Y) - \sum_{r=1}^R p_{r+} \text{nomvar}(Y|x_r)}{\text{nomvar}(Y)} = \\ &= \frac{1 - \sum_{s=1}^S p_{+s}^2 - \sum_{r=1}^R p_{r+} \left(1 - \frac{1}{p_{r+}^2} \sum_{s=1}^S p_{rs}^2\right)}{1 - \sum_{s=1}^S p_{+s}^2} = \\ &= \frac{\sum_{r=1}^R \sum_{s=1}^S \frac{(p_{rs} - p_{r+} p_{+s})^2}{p_{r+}}}{1 - \sum_{s=1}^S p_{+s}^2}.\end{aligned}\quad (5)$$

Tento koeficient rovněž nabývá hodnot z intervalu $\langle 0; 1 \rangle$. Hodnoty 0 dosáhne v případě, kdy $p_{rs} = p_{r+} p_{+s}$ pro všechna r a s . Hodnoty 1 nabude, když v každém řádku tabulky existuje takové p_{rs} , že $p_{rs} = p_{r+}$. Pro koeficient tau neexistuje symetrická varianta.

Pokud jako charakteristiku variability uvažujeme entropii, obdobným způsobem jako ve dvou předchozích případech bude získán vzorec pro informační koeficient (též koeficient nejistoty, resp. koeficient neurčitosti):

$$\begin{aligned}U_{Y|X} &= \frac{H(Y) - \sum_{r=1}^R p_{r+} H(Y|x_r)}{H(Y)} = \frac{-\sum_{s=1}^S p_{+s} \ln p_{+s} - \sum_{r=1}^R p_{r+} \left(-\sum_{s=1}^S \frac{p_{rs}}{p_{r+}} \ln \frac{p_{rs}}{p_{r+}}\right)}{-\sum_{s=1}^S p_{+s} \ln p_{+s}} = \\ &= \frac{-\sum_{r=1}^R p_{r+} \ln p_{r+} - \sum_{s=1}^S p_{+s} \ln p_{+s} + \sum_{r=1}^R \sum_{s=1}^S p_{rs} \ln p_{rs}}{-\sum_{s=1}^S p_{+s} \ln p_{+s}} = \\ &= \frac{H(X) + H(Y) - H(XY)}{H(Y)}.\end{aligned}\quad (6)$$

Symetrický koeficient neurčitosti se spočte jako harmonický průměr dvou asymetrických variant.

Jako ukázkou uveďme hodnoty koeficientů pro jednostrannou závislost vlastnictví auta na typu domácnosti podle nejvyššího vzdělání členů – na základě četností z tabulky 2 (příp. nesrovnalosti v součtech jsou způsobeny zaokrouhlováním). Pro daný příklad je hodnota koeficientu lambda 0,1, koeficientu tau 0,071 a koeficientu neurčitosti 0,058. Tyto hodnoty jsou svojí úrovní srovnatelné s poměrem či koeficientem determinace. V praxi se jako míry závislosti častěji používají jejich odmocniny (koeficient éta, korelační koeficient). Odmocniny z výše uvedených hodnot jsou 0,316, 0,266 a 0,241, což sice indikuje slabší závislost, která však stojí za pozornost.

Tab. 2 Dvourozměrné rozdělení relativních četností

Vlastnictví auta / Vzdělání	má vlastní	nemá – nemůže si dovolit	nemá z jiných důvodů/nechce	Celkem
základní	0,019	0,022	0,055	0,095
středoškolské	0,484	0,085	0,163	0,732
vysokoškolské	0,137	0,008	0,028	0,173
Celkem	0,640	0,115	0,245	1,000

4 Míry podobnosti pro objekty charakterizované hodnotami nominálních proměnných

V příspěvku [9] byly navrženy dvě nové míry podobnosti, založené na mírách variability. Jsou pro ně používána označení *VM* (*Variable Mutability*) a *VE* (*Variable Entropy*). Obdobně jako u jiných měr podobnosti pro objekty charakterizované hodnotami nominálních proměnných jsou nejprve u jednotlivých proměnných hodnoceny vztahy mezi hodnotami i -tého a j -tého objektu, tj. mezi hodnotami vektorů $\mathbf{x}_i$ a $\mathbf{x}_j$. Tyto hodnoty budou dále značeny x_{ic} a x_{jc} , kde c je index pro proměnnou ($c = 1, 2, \dots, m$). Míry *VM* a *VE* v případě shody hodnot u sledovaných objektů ($x_{ic} = x_{jc}$) zohledňují variabilitu proměnných – *VM* pomocí normalizovaného nominálního rozptylu a *VE* pomocí normalizované entropie. Nabývá-li proměnná pouze jedné hodnoty (jde tedy o konstantu), pak je variabilita nulová, a tuto proměnnou nemá význam při porovnání objektů uvažovat (tato proměnná by se v analyzovaném souboru ani neměla vyskytnout, jde spíše o teoretickou krajní možnost). Dílčí

podobnost pro tuto proměnnou tak bude nulová. Pokud by se četnosti všech kategorií některé proměnné shodovaly, šlo by o největší možnou variabilitu, což je zohledněno v hodnotě dílčí podobnosti. Pro dva objekty je pak podobnost stanovena na základě získaných dílčích podobností pro jednotlivé proměnné.

Dílčí podobnost dvou hodnot c -té proměnné se pro VM míru stanoví podle vzorce

$$S_{VM}(x_{ic}, x_{jc}) = \begin{cases} \frac{K_c}{K_c - 1} \left(1 - \sum_{u=1}^{K_c} p_u^2 \right) & \text{jestliže } x_{ic} = x_{jc}, \\ 0 & \text{jinak} \end{cases} \quad (7)$$

kde K_c znamená počet kategorií c -té proměnné.

Dílčí podobnost dvou hodnot c -té proměnné se pro VE míru vypočte jako

$$S_{VE}(x_{ic}, x_{jc}) = \begin{cases} -\frac{1}{\ln K_c} \sum_{u=1}^{K_c} p_u \ln p_u & \text{jestliže } x_{ic} = x_{jc}, \\ 0 & \text{jinak} \end{cases} \quad (8)$$

Podobnost dvou objektů je aritmetickým průměrem všech m dílčích podobností, tj.

$$S(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_j) = \frac{\sum_{c=1}^m S(x_{ic}, x_{jc})}{m}. \quad (9)$$

Vzhledem k tomu, že dílčí podobnosti nabývají hodnot od nuly do jedné, jejich průměrem je také hodnota z intervalu od 0 do 1. To je vhodné pro snadný výpočet nepodobnosti dvou objektů, která může být vyjádřena jako doplněk podobnosti do jedničky, takže

$$D(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_j) = 1 - S(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_j). \quad (10)$$

Při ilustraci lze vyjít z údajů o domácnostech, viz tabulka 3, kde jsou uvedeny údaje pro šest vybraných domácností. Horní trojúhelníkovou matici podobností objektů s využitím míry VM na základě proměnné *pračka* obsahuje tabulka 4 a na základě proměnné *auto* tabulka 5. V tabulce 6 je uvedena výsledná matice podobností se zohledněním obou proměnných.

Tab. 3 Ukázka dat pro domácnosti (u proměnných *pračka* a *auto* je význam číselných kódů následující: 1 – má vlastní, 2 – nemá – nemůže si dovořit, 3 – nemá z jiných důvodů/nechce)

domácnost	pračka	auto
1	1	1
2	1	1
3	1	2
4	2	2
5	3	3
6	3	3

Tab. 4 Hodnoty dílčí podobnosti pro VM míru na základě proměnné *pračka*

domácnost	2	3	4	5	6
1	0,089	0,089	0	0	0
2		0,089	0	0	0
3			0	0	0
4				0	0
5					0,089

Tab. 5 Hodnoty dílčí podobnosti pro VM míru na základě proměnné *auto*

domácnost	2	3	4	5	6
1	0,775	0	0	0	0
2		0	0	0	0
3			0,775	0	0
4				0	0
5					0,775

Tab. 6 Hodnoty podobnosti pro VM míru na základě proměnných *pračka* a *auto*

<i>domácnost</i>	2	3	4	5	6
1	0,432	0,045	0	0	0
2		0,045	0	0	0
3			0,388	0	0
4				0	0
5					0,432

Výše uvedené postupy pro porovnání dvou hodnot nominální proměnné lze aplikovat i při hodnocení podobnosti objektů charakterizovaných hodnotami proměnných různých typů, např. modifikacemi Gowerova koeficientu podobnosti [2].

5 Metody a hodnocení shlukování kategoriálních dat

I když metody shlukové analýzy pro kategoriální data jsou implementovány v programových systémech jen zřídka, v článcích v časopisech a sbornících z konferencí jich byla navržena celá řada. Pro shlukování „menšího“ počtu objektů (maximálně do několika tisíc) lze aplikovat hierarchickou shlukovou analýzu s využitím matice vztahů vytvořené na základě vhodné míry (ne)podobnosti. Při postupném spojování menších shluků do větších můžeme použít metody jednoduchého, úplného či průměrného spojení.

Kromě toho lze využít způsob zjištění dvou nejpodobnějších shluků na základě porovnání variability shluku vytvořeného ze dvou menších a variability dvou původních shluků. Vzdálenost mezi h -tým a h' -tým shlukem je vypočtena tak, že se od variability nového shluku vytvořeného spojením dvou původních shluků (vážené počtem objektů nového shluku) odečte součet vážených variabilit dvou původních shluků, což lze při využití entropie zapsat jako

$$D(C_h, C_{h'}) = n_{\langle h, h' \rangle} H_{\langle h, h' \rangle} - (n_h H_h + n_{h'} H_{h'}), \quad (11)$$

kde symbol $\langle h, h' \rangle$ označuje shluk vytvořený spojením objektů ze shluků C_h a $C_{h'}$ a n_h je počet objektů v h -tém shluku (analogicky pro další shluky). Za předpokladu nezávislosti proměnných může být entropie shluku spočtena jako součet entropií jednotlivých proměnných, tj. pro obecný g -tý shluk lze jeho variabilitu pomocí entropie vyjádřit jako

$$H_g = - \sum_{c=1}^m \sum_{u=1}^{K_c} \frac{n_{gcu}}{n_g} \ln \frac{n_{gcu}}{n_g}, \quad (12)$$

kde n_{gcu} představuje četnost u -té kategorie c -té kategoriální proměnné v g -tém shluku.

Pro ilustraci budeme uvažovat, že na základě údajů o domácnostech z tabulky 3 byl vytvořen jeden shluk z domácností 1 až 3 a druhý shluk z domácností 5 a 6. Hodnota entropie prvního shluku je 0,637 (jde o entropii proměnné *auto* v tomto shluku, neboť entropie proměnné *pračka* je nulová) a hodnota entropie druhého shluku je nula. Hodnota entropie shluku vytvořeného spojením uvedených shluků je 1,728 (jde o součet hodnot 0,673 a 1,055). Vzdálenost dvou původních shluků je tedy $5 \cdot 1,728 - (3 \cdot 0,637 + 2 \cdot 0) = 6,73$.

Vztah (11) vychází z algoritmu dvoukrokové shlukové analýzy (*TwoStep Cluster Analysis*) implementovaného v programovém systému *IBM SPSS Statistics*, který umožňuje analyzovat data obsahující jak nominální, tak kvantitativní proměnné. V tom případě je variabilita shluku posuzována na základě kombinace celkového rozptylu a vnitroshlukového rozptylu pro kvantitativní proměnné a vnitroshlukové entropie pro nominální proměnné. Princip dvoukrokové shlukové analýzy byl publikován v článku [10] v podobě algoritmu BIRCH, viz též [11]. Pokud by datový soubor obsahoval pouze nominální proměnné, mohl by být místo entropie použit nominální rozptyl, viz [3].

K metodám založeným na sledování variability pomocí entropie patří také algoritmus COOLCAT [1], jehož cílem je pro danou vstupní matici minimalizovat entropii celého uspořádání. Pro stanovený počet shluků k chceme vytvořit disjunktní podmnožiny objektů $C_1, C_2, \dots, C_k$. Očekávaná entropie je dána vzorcem

$$\bar{H}(\mathcal{C}) = \sum_{h=1}^k \left(\frac{n_h}{n} H_h \right), \quad (13)$$

kde n_h je počet objektů v h -tém shluku, n je celkový počet objektů v datovém souboru a H_h vyjadřuje entropii h -tého shluku, viz vztah (12).

Algoritmus COOLCAT je realizován ve dvou etapách. V první etapě jsou vybrané objekty uspořádány do zadaného počtu shluků. Ve druhé etapě jsou k těmto shlukům přiřazeny zbylé objekty. V první etapě jsou shluky vytvořeny tak, že jsou nejprve nalezeny objekty $\mathbf{x}_i$ a $\mathbf{x}_j$ s maximální entropií ze všech párů, tj. shluk vytvořený těmito dvěma objekty má entropii větší nebo rovnu entropii libovolného jiného dvouprvkového shluku. Tyto objekty jsou zařazeny do samostatných shluků C_1 a C_2 . Poté se hledá j^* -tý objekt tak, aby platilo

$$j^* = \arg \max_j \min_{i=1,2,\dots,j-1} H(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_j). \quad (14)$$

Tento objekt vytvoří další shluk. Takto se pokračuje do obsazení požadovaného počtu shluků.

Ve druhé etapě je každý zbylý objekt přiřazen do g -tého shluku tak, aby platilo, že po zařazení objektu do tohoto shluku je entropie celého uspořádání menší nebo rovna entropii uspořádání po zařazení objektu do libovolného jiného shluku, tj.

$$\bar{H}(\mathcal{C}_g) \leq \bar{H}(\mathcal{C}_h), h = 1, 2, \dots, k, \quad (15)$$

kde $\bar{H}(\mathcal{C}_g)$ je očekávaná entropie v části datového souboru, který vznikl sjednocením již existujících shluků, přičemž nový objekt byl zařazen do g -tého shluku. Nevýhodou uvedeného algoritmu je závislost výsledného uspořádání objektů na jejich pořadí v souboru.

Pokud jde o *hodnocení výsledků shlukování* objektů charakterizovaných hodnotami nominálních proměnných, lze vyjít z postupů pro kvantitativní proměnné založených na zkoumání variability s tím, že místo rozptylů (resp. součtu čtverců) bude využita některá z měr variability pro nominální proměnné, tj. buď nominální rozptyl, nebo entropie.

Tento postup byl publikován v článku [8]. Jedním z přístupů je zkoumání vnitroshlukové variability. Při porovnání shlukování různými metodami pro stejný počet (k) shluků nižší variabilita vypovídá o lepším přiřazení objektů do shluků. Při použití normalizovaného nominálního rozptylu (tj. normalizované mutability) lze použít koeficient *WCM* (*Within-Cluster Mutability*) ve tvaru

$$WCM(k) = \sum_{g=1}^k \frac{n_g}{n \cdot m} \sum_{c=1}^m \frac{K_c}{K_c - 1} \left(1 - \sum_{u=1}^{K_c} \left(\frac{n_{gcu}}{n_g} \right)^2 \right), \quad (16)$$

při použití normalizované entropie pak koeficient *WCE* (*Within-Cluster Entropy*), který lze zapsat jako

$$WCE(k) = \sum_{g=1}^k \frac{n_g}{n \cdot m} \sum_{c=1}^m \frac{1}{\ln K_c} \left(- \sum_{u=1}^{K_c} \left(\frac{n_{gcu}}{n_g} \ln \frac{n_{gcu}}{n_g} \right) \right). \quad (17)$$

Oba koeficienty vzhledem k použité normalizaci nabývají hodnoty z intervalu od 0 do 1, přičemž vyšší hodnoty indikují větší variabilitu.

Některé koeficienty umožňují na základě výsledků shlukování pro různé počty shluků stanovit vhodný počet shluků. Pro nominální data lze modifikovat koeficienty používané pro kvantitativní data, např. pseudo *F* (*PSF*) index (známý též pod názvem Calinského-Habaraszu index *CHF*). Jsou počítány hodnoty koeficientu pro shlukování do různých počtů shluků a vhodný počet je stanoven na základě maximální hodnoty. S využitím mutability je výsledkem koeficient *PSFM*, daný pro výsledek shlukování do k shluků vztahem

$$PSFM(k) = \frac{(n - k)(WCM(1) - WCM(k))}{(k - 1)WCM(k)}, \quad (18)$$

kde $WCM(1)$ je normalizovaná mutabilita celého datového souboru, $WCM(k)$ je vnitroshluková normalizovaná mutabilita v případě rozdělení souboru do k shluků, viz (16), a n je celkový počet objektů.

S využitím entropie dostáváme koeficient $PSFE$, kdy

$$PSFE(k) = \frac{(n - k)(WCE(1) - WCE(k))}{(k - 1)WCE(k)}, \quad (19)$$

kde význam symbolů je analogický se vzorcem (18) a hodnota $WCE(k)$ je získána podle vzorce (17).

Na základě údajů o domácnostech z tabulky 3 porovnejme nyní různá rozdělení do dvou shluků a vyberme vhodný počet shluků na základě dvou a tří shluků. Uvažujme první variantu rozdělení do dvou shluků tak, že v prvním shluku budou domácnosti 1–3 a ve druhém shluku domácnosti 3–6, a druhou variantu s prvním shlukem zahrnujícím domácnosti 1–4 a druhým obsahujícím domácnosti 5 a 6. Při prvním způsobu vytvoření shluků bude $WCM = 0,5$ a $WCE = 0,435$. Při druhém způsobu je výsledkem $WCM = 0,478$ a $WCE = 0,381$. Druhý způsob tedy vede k nižší vnitroshlukové variabilitě.

Normalizovaná mutabilita souboru šesti domácností je 0,958, normalizovaná entropie pak 0,96. Hodnocení pro dva (lepší) shluky je $PSFM(2) = 4,762$ a $PSFE(2) = 6,084$, pro tři shluky (domácnosti 1 a 2, 3 a 4, 5 a 6) to je $PSFM(3) = 12,17$ a $PSFE(3) = 10,024$. Z hlediska vnitroshlukové variability je tedy lepší shlukování do tří shluků. Pro čtyři shluky (domácnosti 1 a 2, 3, 4, 5 a 6) již koeficienty nemůžeme vypočítat, protože všechny shluky jsou homogenní a vnitroshluková variabilita je nulová.

6 Klasifikační metody a jejich hodnocení

Z dalších aplikací měr variability pro nominální proměnné lze zmínit použití entropie a Giniho indexu (mutability) v rozhodovacích stromech. Ty slouží k vytvoření pravidel, podle nichž lze na základě hodnot vybraných vysvětlujících proměnných odhadnout kategorii vysvětlované proměnné, a tedy zařadit objekt do některé z předem známých skupin (tříd). Podstatnou součástí algoritmů je tedy výběr vysvětlujících proměnných, jejichž hodnoty mají významný vliv na hodnoty vysvětlované proměnné. Jeden z používaných postupů, který je aplikován v rozhodovacích stromech CART, je výběr vysvětlující proměnné, pomocí jejích kategorií lze rozdělit hodnoty vysvětlované proměnné do skupin s nejmenší entropií, resp. nejnižší hodnotou Giniho indexu.

Jde o analogii s hodnocením shlukování. Vyjděme z ilustrace z předchozí sekce, jako vysvětlovanou uvažujme proměnnou *auto* a jako vysvětlující proměnné se dvěma kategoriemi rozdělenými tak, že podle první vysvětlující proměnné by byly získány skupiny domácností 1–3 a domácností 3–6 a podle druhé vysvětlující proměnné skupiny domácností 1–4 a domácností 5 a 6. Pokud bychom uvažovali nenormalizované míry, pak podle mutability bychom vybrali jako vysvětlující proměnnou první (pro první způsob hodnota 0,444 a pro druhý 0,5), zatímco podle entropie druhou vysvětlující proměnnou (pro první způsob hodnota 0,637 a pro druhý 0,462).

Jestliže jsou aplikovány klasifikační metody v situaci se známými skupinami (tzv. učení s učitelem), pak obdobně jako v případě shlukové analýzy i u těchto metod je častou úlohou porovnání výsledků získaných různými metodami. Velmi rozpracované je hodnocení výsledků v případě klasifikace objektů do dvou skupin. Pro klasifikaci do tří a více skupin jsou možnosti dosti omezené. Používá se především koeficient prosté shody (podíl počtu správně zařazených objektů k celkovému počtu objektů) s hodnotami od 0 do 1, který nezohledňuje velikost jednotlivých skupin. Dále lze použít koeficient kappa, který nabývá hodnot z intervalu od –1 do 1. Hodnota 0 ovšem nezaručuje, že klasifikace odpovídá náhodnému přiřazení objektů do skupin.

Z uvedeného důvodu byly v článku [7] navrženy dva nové přístupy hodnocení, přičemž navržený koeficient RH využívá normalizovaný nominální rozptyl pro zohlednění variability podmíněných relativních četností (senzitivit) na diagonále klasifikační tabulky (konfúzní matice). Touto normalizovanou mírou se násobí koeficient prosté shody, což vede ke vzorci

$$RH = \frac{1}{n} \sum_{u=1}^K n_{uu} \cdot \left(\frac{K}{K-1} \sum_{u=1}^K \frac{n_{uu}}{n_{u+}} \left(1 - \frac{n_{uu}}{\sum_{u=1}^K n_{u+}} \right) \right), \quad (20)$$

kde K je počet kategorií vysvětlované proměnné, n_{uu} je počet objektů patřících do u -té skupiny a správně do této skupiny klasifikovaných a n_{u+} je celkový počet objektů patřících do u -té skupiny. Kdyby všechny podmíněné relativní četnosti na diagonále byly shodné, pak by variabilita byla největší možná a byla by ohodnocena jedničkou. V tom případě by se hodnota koeficientu RH rovnala koeficientu prosté shody. Pokud by byly správně klasifikovány pouze objekty z jedné skupiny, variabilita by byla nulová, a tudíž také hodnota koeficientu RH by byla nula.

Pokud by byly objekty rozděleny do skupin rovnoměrně (vysvětlovaná proměnná by byla charakterizována nejvyšší možnou variabilitou), pak by místo podmíněných relativních četností mohl být výpočet proveden s absolutními četnostmi na diagonále, tj.

$$RH = \frac{1}{n} \sum_{u=1}^K n_{uu} \cdot \left(\frac{K}{K-1} \sum_{u=1}^K \frac{n_{uu}}{\sum_{u=1}^K n_{uu}} \left(1 - \frac{n_{uu}}{\sum_{u=1}^K n_{uu}} \right) \right). \quad (21)$$

Pro ilustraci uvažujme klasifikaci šesti objektů, pro které je známo přiřazení do tří skupin po dvou objektech. Pokud by objekty pomocí použité klasifikační metody byly všechny správně zařazeny, pak by ve výsledné konfúzní matici byly na diagonále dvojky a mimo diagonálu nuly. Hodnota koeficientu prosté shody by v tomto případě byla jedna. V tabulkách 7 a 8 jsou uvedeny dvě varianty, kdy byly správně klasifikovány 4 objekty. Hodnota koeficientu prosté shody je v obou případech 4/6, tj. 2/3, výsledky jsou však odlišné. Ve druhé variantě nebyl ze třetí skupiny správně klasifikován žádný objekt. Pro první variantu $RH = 0,625$, kdežto pro druhou variantu $RH = 0,5$. První varianta je tedy hodnocena lépe.

Tab. 7 Konfúzní tabulka pro klasifikaci do tří skupin – varianta 1

		Klasifikovaná			Celkem
		skupina 1	skupina 2	skupina 3	
Skutečná (známá)	skupina 1	2	0	0	2
	skupina 2	1	1	0	2
	skupina 3	1	0	1	2
	Celkem	4	1	1	6

Tab. 8 Konfúzní tabulka pro klasifikaci do tří skupin – varianta 2

		Klasifikovaná			Celkem
		skupina 1	skupina 2	skupina 3	
Skutečná (známá)	skupina 1	2	0	0	2
	skupina 2	0	2	0	2
	skupina 3	1	1	0	2
	Celkem	3	3	0	6

7 Závěr

Stejně jako jsou využívány míry variability při vícerozměrné analýze datových souborů obsahujících kvantitativní proměnné, lze ve většině případů tyto postupy modifikovat pro datové soubory s nominálními proměnnými. Některé modifikace jsou dobře známy a dlouhodobě používané, jiné byly navrženy teprve nedávno. Ke známým modifikacím patří nahrazení součtů čtverců (celkového a vnitroskupinového) v poměru determinace mírami variability pro nominální proměnnou. Tímto způsobem byly navrženy míry vyjadřující intenzitu jednostranné závislosti nominální proměnné na jiné kategoriální proměnné. K novějším modifikacím lze zařadit nahrazení součtů čtverců u pseudo F koeficientu, který slouží ke stanovení vhodného počtu shluků při hodnocení výsledků shlukové analýzy. Míry variability mohou být navíc využity i k jiným účelům – lze je aplikovat při konstrukci měr podobnosti objektů, měr podobnosti shluků, stejně jako na nich může být založeno samotné shlukování. Dalším možným využitím je zkoumání vnitroskupinové či vnitroshlukové variability, která např. indikuje kvalitu vytvořených shluků či hodnotí vliv vysvětlující

kategoriální proměnné na hodnoty vysvětlované proměnné. Při klasifikaci do tří a více známých skupin lze míru variability pro nominální proměnnou aplikovat jako váhy při hodnocení úspěšnosti klasifikace.

8 Literatura

- [1] Barbará, D., Li, Y., Couto, J. 2002. COOLCAT: An entropy-based algorithm for categorical clustering. In: *Proceedings of the 11th International Conference on Information and Knowledge Management*, McLean, VA: ACM Press, s. 582–589.
- [2] Gower, J. C. 1971. A general coefficient of similarity and some of its properties. In: *Biometrics*, roč. 3, s. 857–874.
- [3] Löster, T. 2011. *Hodnocení výsledků metod shlukové analýzy*. Disertační práce. Praha: VŠE.
- [4] Pecáková, I. 2011. *Statistika v terénních průzkumech*. 2. vydání. Praha: Professional Publishing.
- [5] Řehák, J., Řeháková, B. 1986. *Analýza kategorizovaných dat v sociologii*. Praha: Academia.
- [6] Řezanková, H. 2011. *Analýza dat z dotazníkových šetření*. 3. vydání. Praha: Professional Publishing.
- [7] Řezanková, H., Húsek, D. 2015. Evaluation of Classification Results. In: *Journal of Knowledge Society*, roč. 3, č. 1. s. 13. Dostupné z: http://jks.euin.org/sites/default/files/jks_2015_01_001-013e_Rezankova_Husek_0.pdf.
- [8] Řezanková, H., Löster, T., Húsek, D. 2011. Evaluation of categorical data clustering. In: Mugellini, E., Szczepaniak, P. S., Pettenati, M. C. et al. (Eds.), *Advances in Intelligent Web Mastering 3*. Berlin: Springer Verlag, 173–182.
- [9] Šulc, Z., Řezanková, H. 2015. Novel similarity measures for categorical data based on mutability and entropy. In: *Conference of the International Federation of Classification Societies*. Bologna: Ospitalia, s. 209. Dostupné z: https://dl.dropboxusercontent.com/u/20311937/Allegati%20sito/IFCS2015_BookOfAbstracts.pdf.
- [10] Zhang, T., Ramakrishnan, R., Livny, M. 1996. BIRCH: An efficient data clustering method for very large databases. In: *ACM SIGMOD Record*, roč. 25, č. 2, s. 103–114.
- [11] Žambochová, M. 2008. Algoritmus BIRCH a jeho varianty pro shlukování velkých souborů dat. In: *Mezinárodní statisticko-ekonomické dny* [CD-ROM]. Praha: VŠE.

9 Poděkování

Tento výzkum byl částečně financován z RVO: 67985807. Dále byl podpořen grantem IGA F4/41/2016 Vysoké školy ekonomické v Praze.

Predsedsníctvo Slovenskej republiky v Rade Európskej únie v oblasti štatistiky v roku 2016

Slovak Presidency of the Council of the European Union in the field of Statistics in 2016

Katarína Vacháľková, František Bernadič

Štatistický úrad SR, Miletičova 3, 824 67 Bratislava

Statistical Office of the Slovak Republic, Miletičova 3, 824 67 Bratislava, Slovakia

katarina.vachalkova@statistics.sk, frantisek.bernadic@statistics.sk

Abstrakt: Článok sa zaoberá podstatou a východiskami prípravy a výkonu predsedníctva v Rade EÚ. Dôraz je kladený na hlavný cieľ predsedníctva z pozície Rady EÚ ako zákonodarcu, ktorým je zabezpečenie kontinuity legislatívneho procesu pri schvaľovaní právnych aktov EÚ a dosiahnutie pokroku v legislatívnom procese na všetkých rozhodovacích stupňoch – od pracovnej skupiny, cez Výbor stálych zástupcov (COREPER), až po rokovania jednotlivých formácií Rady. Článok je rozdelený na dve časti. Prvá časť sa podrobne venuje jednotlivým aspektom úspešného predsedníctva. Osobitná časť informuje o opatreniach, ktoré sa v súvislosti s predsedníctvom SR v Rade EÚ v roku 2016 uskutočnili na úrovni Štatistického úradu Slovenskej republiky.

Abstract: The Article is dealing with the substance and starting points of the preparation and performance of the Presidency in the Council of the European Union. The focus is on the main objective of the Presidency from the Council's position as the legislator, which is the assurance of the legislative process continuation within the adoption of legal acts in the EU at all decision levels – starting from the working group, through the Committee of Permanent Representatives up to the negotiations in the particular formations of the Council. The Article is broken down into two parts. The first part is dealing in detail with the specific aspects of a successful Presidency. The second part informs about the measures, which have been carried out in terms of the Slovak Presidency in the Council in 2016 at the level of the Statistical Office of the Slovak Republic.

Kľúčové slová: Predsedníctvo. Rada Európskej únie. Legislatívny proces.

Key words: Presidency. Council of the European Union. Legislative procedure.

1 Predsedníctvo v Rade EÚ

1.1 Podstata a úlohy predsedníctva v Rade EÚ

Slovenská republika bude predsedáť Rade EÚ v rámci predsedníckeho tria spolu s Holandskom a Maltou (Trio). Keďže Rada vystupuje v úlohe zákonodarcu, úlohou predsedníckej krajiny je najmä **zabezpečiť kontinuitu legislatívneho procesu pri schvaľovaní právnych aktov EÚ a dosiahnuť pokrok v legislatívnom procese** na všetkých rozhodovacích stupňoch – od pracovnej skupiny, cez Výbor stálych zástupcov (COREPER), po rokovania jednotlivých formácií Rady (ide celkovo o cca 200 pracovných skupín a výborov, plus formácií, tzv. ministerských rád). Predsedajúca krajina **určuje priority, agendu, vedie a riadi rokovania** na všetkých spomínaných úrovniach, okrem Rady pre zahraničné veci, ktorej predsedá Vysoký predstaviteľ Únie pre zahraničné veci a bezpečnostnú politiku.

Pri snahe o presadenie vlastných národných záujmov je však nevyhnutné rešpektovať skutočnosť, že predsednícky tím reprezentuje svoju krajinu len do určitej miery. Z inštitucionálneho hľadiska totiž Rada reprezentuje jednotlivé členské štáty Únie, preto aj **predsedajúca krajina reprezentuje nielen Radu ako inštitúciu, ale aj všetkých 28 členských štátov**, čo predstavuje takmer pol miliardy obyvateľov. Z toho vyplýva požiadavka nestrannosti pri rokovaní nielen v rámci pracovných skupín a na medziinštitucionálnej úrovni, ale aj pri rokovaní s ostatnými medzinárodnými subjektmi. Predsedajúca krajina teda vystupuje v pozícii „nestranného vyjednávača“ (honest broker) a presadzovanie národných záujmov uskutočňuje v skôr podobe nasmerovania prijímacieho procesu a presadzovania politik želaným smerom a upriamania pozornosti na tie témy, ktoré sú z jej pohľadu dôležité.

V prípade riadneho legislatívneho procesu, ktorým je prijímaných cca 90 percent právnych aktov EÚ, si dosiahnutie kontinuity a pokroku v rámci schvaľovacieho procesu vyžaduje **dosiahnutie**

kompromisu nielen medzi členskými štátmi EÚ v rámci pracovných skupín Rady, ale aj kompromisu medzi všetkými účastníkmi legislatívneho procesu na inštitucionálnej úrovni, teda medzi Európskou komisiou ako predkladateľom návrhov právnych aktov a Európskym parlamentom (EP) ako spoluzákonomdarcom.

1.2 Predpoklady úspešného predsedníctva

1.2.1 Návrhy právnych aktov

Je nevyhnutné **poznať detailne každý návrh právneho aktu** (dossier, file), tzn. cieľ návrhu, detailný rozbor každého ustanovenia, presnú pozíciu návrhu v legislatívnom procese, problémové body, pozície ostatných členských štátov. Okrem interných databáz sa k návrhom právnych aktov EÚ vypracúvajú prehľady, tzv. **fiche** v anglickom jazyku, ktoré obsahujú podrobné informácie o predkladanom návrhu vrátane kontaktov na zodpovedné osoby v Komisii a EP. Fiche sa zasiela na Stále zastúpenie SR pri Rade EÚ v Bruseli (SZ Brusel) a aktualizuje sa mesačne.

Dôležité je **venovať návrhu pozornosť** už pred jeho predložením Rade a EP, aby mohol predsednícky tím v návrhu odhadnúť prípadné problematické záležitosti. Komisia síce nie je zákonodarný orgán, ale má právo návrh kedykoľvek v prvom čítaní stiahnuť ak sa jej zdá, že rokovania sa od jej prvotného zámeru príliš odkláňajú. Keďže Komisia sa ako predkladateľ vyjadruje ku každej zmene návrhu a rokuje nielen v rámci trialógu s oboma zákonodarcami súčasne, ale aj bilaterálne (zvlášť s Radou a zvlášť s EP), je nevyhnutné, aby predsednícky tím poznal názory a postoje vecne príslušných kolegov v Komisii.

K novému návrhu sa, v závislosti od jeho priority, vypracúva **riadne predbežné stanovisko**. Toto obsahuje podrobnú vecnú a právnu analýzu návrhu vrátane podrobnej analýzy jednotlivých ustanovení. Riadne predbežné stanovisko sa predkladá do medzirezortného pripomienkového konania a na validáciu Výboru pre európske záležitosti NR SR.

V rámci schvaľovacieho procesu sa predsedníctvu odporúča **zapájať čo najviac relevantných subjektov do pripomienkových konaní**, a to nielen vo forme medzirezortného pripomienkového konania na vnútroštátnej úrovni, ale na úrovni EÚ formou tzv. hearingov – teda písomného pripomienkovania vo forme tabuľky, v ktorej každý členský štát môže uviesť svoje stanovisko ku každému ustanoveniu návrhu. Výsledky písomných hearingov slúžia predsedníckemu tímu ako východiskový podklad pre rokovania v pracovnej skupine. Taktiež je potrebné zohľadňovať stanoviská povinne konzultujúcich subjektov – napr. Európskeho hospodárskeho a sociálneho výboru alebo Európskej centrálnej banky.

1.2.2 Materiály

Dôležitou úlohou predsedníckeho tímu je **dbať na dôkladnú prípravu podkladových materiálov k návrhom legislatívnych aktov a iným dokumentom, ktorými sú napr.:**

- **návrh programu** tria za príslušnú oblasť, a následne návrh národného programu predsedníctva za príslušnú oblasť,
- **podkladové materiály k rokovaniam** – tzv. 4 stĺpcové dokumenty pre účely pripomienkového konania a kompromisné návrhy predsedníctva, ktoré okrem odôvodnených návrhov predsedníckeho tímu musia zohľadniť pripomienky všetkých zainteresovaných subjektov,
- **informačné materiály** – „state of play“ popisujúci aktuálny stav jednotlivých návrhov, informácie o výsledkoch rokovaní,
- **záverečné hodnotiace správy predsedníctva** (dokument obsahujúci úspechy dosiahnuté predsedníctvom a podrobný popis jednotlivých dossierov).

1.2.3 Kontakty

Predsednícky tím musí **nastaviť spoluprácu so subjektmi**, s ktorými bude počas výkonu predsedníctva úzko spolupracovať:

Generálny sekretariát Rady (GSR): podľa Zmlúv a svojho rokovacieho poriadku plní GSR najrôznejšie úlohy pri pomoci Rade na rôznych úrovniach. Poskytuje najmä logistickú podporu (prideľovanie čísla a cirkulácia dokumentov, rezervovanie miestností pre zasadnutie pracovných skupín, atď.), pomoc predsedníctvu pri formulovaní dokumentov, podporu predsedníctva z organizačného hľadiska (stanovenie kalendára zasadnutí pracovných skupín, pracovné stretnutia pred zasadnutiami pracovných skupín).

SZ Brusel: plní v súvislosti s SK PRES osobitné úlohy - podieľa sa na koordinácii prípravy, presadzuje záujmy a realizáciu programu predsedníctva SR a programu predsedníckeho Tria, podieľa sa na koordinácii činností a agendy jednotlivých formácií Rady, predsedá pracovným skupinám, podporuje hľadanie konsenzu a plní úlohu sprostredkovateľa v rámci zasadnutí formácií Rady, zastupuje Radu na rokovaníach s Komisiou a EP, v súčinnosti s GSR koordinuje organizačné, technické a logistické zabezpečenie prípravných orgánov Rady, zabezpečuje pravidelný kontakt a distribúciu informácií o predsedníctve smerom k médiám a verejnosti¹.

Ostatní účastníci schvaľovacieho procesu, a to najmä:

- **delegácie členských štátov** – okrem využívania neformálnych kontaktov získaných pri bežnej pracovnej činnosti môže k nadviazaniu kontaktu pomôcť SZ a GSR, ktorý poskytuje potrebné kontakty,
- **Komisia** – pracovné kontakty s Komisiou, ako predkladateľom návrhu, sa začínajú už pred predložením návrhu zákonodarcom, čiže na technickej/expertnej úrovni. Legislatívny plán Rady aj EP je do značnej miery ovplyvnený pracovným programom Komisie v príslušnom roku a aj keď predsedajúca krajina nie je povinná zaradiť do svojho programu každý návrh, ktorý Komisia predloží Rade a EP, v rámci dodržiavania zásady medziinštitucionálnej spolupráce je potrebné zábery a pracovný program Komisie vo vysokej miere zohľadniť.

Oficiálne stretnutie s Komisiou absolvuje predsedajúca krajina cca dva mesiace pred začatím predsedníctva, predmetom stretnutia je pracovný program predsedníctva. Počas výkonu predsedníctva sa okrem neformálnych pracovných kontaktov uskutočňujú pracovné stretnutia vo forme bilaterálnych technických stretnutí, neformálnych trialógov a stretnutí pred každým zasadnutím pracovnej skupiny (spolu s GSR). Okrem samotných Zmlúv je spolupráca s Komisiou ovplyvnená inštitucionálnymi dohodami, či už bilaterálnymi alebo multilaterálnymi (nová medziinštitucionálna dohoda má byť schválená začiatkom roka 2016).

- **Európsky parlament:** v riadnom legislatívnom procese nie je možné schváliť právny akt bez súhlasu EP. Keďže EP vydáva svoju pozíciu ako prvý (následne reaguje Rada vydaním svojej pozície, v ktorej pozíciu EP prijme alebo zamietne. Pred jej vydaním však Rada prerokúva na pracovnej skupine jednotlivé pozmeňujúce návrhy EP), je nevyhnutné dohodnúť sa s EP na konečnom znení právneho aktu. Pre predsedníctvo to znamená nutnosť ovplyvniť výslednú pozíciu EP tak, aby predstavovala pre Radu (a teda členské štáty) prijateľný kompromis, resp. prijateľné východisko pre rokovania v druhom čítaní.

V súvislosti s EP je potrebné dobre poznať **mechanizmus prípravy parlamentnej pozície** – po určení gestorského výboru a konzultačných výborov sa určí spravodajca (rapporteur), politické skupiny (odlišné od politickej skupiny spravodajcu) určia svojich tieňových spravodajcov, gestorský výbor pripraví návrh správy výboru, ktorá sa najprv schvaľuje samotným výborom a neskôr je predložená na schválenie plénu. Práve v období od vydania predbežnej správy výboru je pre predsednícky tím priestor na rokovania s príslušnými kolegami EP v snahe ovplyvniť výslednú podobu správy výboru, keďže táto slúži ako podklad pre finálnu pozíciu EP v prvom čítaní.

Rokovania s výborom EP môžu prebiehať vo forme bilaterálnych technických (pracovných) stretnutí, alebo vo forme neformálnych trialógov za účasti Komisie. Keďže v EP pôsobia politici, ktorí vo svojich pozmeňujúcich návrhoch často presadzujú politické hľadisko, bývajú rokovania s EP označované zo strany expertov Komisie a Rady ako veľmi náročné, často dokonca ako najnáročnejšia

¹ Štatút Stáleho zastúpenia Slovenskej republiky pri Európskej únii

časť schvaľovacieho procesu. Na trialógoch sa navyše vyžaduje zastúpenie vysokého úradníka predsedajúcej krajiny a treba počítať s tým, že napriek tomu, že si vedúci predsedníckeho tímu môže na rokovania prizvať spolupracovníkov, delegácia EP rokuje len s ním. Preto sa odporúča nadviazať osobné kontakty s EP v čo možnom najväčšom predstihu pred začatím predsedníctva, čo uľahčí následné vyjednávanie.

V praxi to znamená vytipovať si a osloviť poslancov, ktorí pôsobia v relevantných výboroch, resp. národných poslancov. Počas predsedníctva je nevyhnutné spojiť sa so spravodajcom, a to so spravodajcom samotným, nielen s jeho asistentom. Treba poznať aj postoje tieňových spravodajcov. Pri prieniku na túto politickú úroveň môže byť nápomocné SZ Brusel.

Ministerská úroveň navyše absolvuje pravidelné informovanie EP o programe a činnosti predsedníctva a interpelácie poslancov – pred výbormi EP aj plénom.

1.2.4 Komunikácia

K zvyšovaniu dôveryhodnosti predsedníctva prispieva **otvorená a včasná informovanosť zúčastnených**: napr. poskytovaním agendy a materiálov na zasadnutia pracovnej skupiny v dostatočnom časovom predstihu a prostredníctvom dokumentov typu „state of play“, v ktorých predsedníctvo informuje členské štáty o stave jednotlivých dossierov. Predsedníctvo by malo informovať o dosiahnutých pokrokoch v rokovaní, o výsledkoch trialógov a o výsledkoch písomných hearingov. SZ Brusel a koordinujúci orgán na vnútroštátnej úrovni (v podmienkach SR je to MZVaEZ SR) sú informované aj prostredníctvom správ o priebehu zasadnutí pracovných skupín.

Pre predsedníctvo je nevyhnutné **vystupovať v pozícii nestranného koordinátora a vždy sa snažiť o dosiahnutie konsenzu medzi zainteresovanými stranami**. Ako bolo uvedené vyššie, predsednícka krajina reprezentuje nielen Radu ako inštitúciu, ale aj všetkých 28 členských štátov a vystupuje v pozícii nestranného mediátora pri dosiahnutí pokroku v legislatívnom procese.

1.2.5 Pracovná skupina

Dôkladná príprava zasadnutí pracovných skupín zahŕňa:

V prípravnej fáze - určiť si cieľ zasadnutia, dôkladne pripraviť materiály, vypracovať program a spolu s relevantnými materiálmi ho zverejniť na sieti Extranet a poskytnúť členským štátom v dostatočnom časovom predstihu (v spolupráci s GSR), zistiť pozície členských štátov (neformálnymi kontaktmi alebo hearingom), vypracovať scenár zasadnutia s podrobnými informáciami pre predsedajúceho pracovnej skupiny s možnými variantmi vývoja diskusie.

Priamo pred začatím zasadnutia - absolvovať pracovné stretnutia s národnými delegátmi, GSR, Komisiou, prípadne s určitými členskými štátmi. **Počas zasadnutia** – predstaviť a dať hlasovať o programe zasadnutia, cirkulovať materiály a informácie, viesť diskusiu tak, aby bola efektívna obsahovo aj časovo (napr. vyzvať delegácie, nech sa prihlásia len tie, ktoré nesúhlasia s návrhom, vyhýbať sa systému okrúhleho stola), sumarizovať výsledky diskusií (po každom článku resp. diskutovanej otázke), v rámci bodu „ostatné“ informovať o stave ostatných návrhov, dosiahnutom pokroku a ďalších krokoch predsedníctva.

Po zasadnutí – vypracovať správu, pripraviť relevantné materiály.

Ministerská úroveň predsedníctva je zapojená aj do prípravy neformálnych rád ministrov (pri ktorých neasistuje GSR a je plne v gescii predsedníckej krajiny po logistickej aj finančnej stránke) a prípravy a vedenia rokovaní ministerských Rád (formácií Rady – okrem Rady pre zahraničné veci (FAC). Stály zástupca, resp. zástupca stáleho zástupcu (SZ Brusel), ktorý predsedá Rade pre všeobecné záležitosti, predsedá zasadnutiam COREPER.

1.2.6 Národní delegáti

Na zasadnutí pracovných skupín treba počítať s účasťou a pôsobením národných delegácií.

Úlohy predsedníctva	Úlohy národných delegátov
Pred zasadnutím	
Určenie priorít predsedníctva (a tria)	Určenie národných priorít
Kalendár stretnutí	Národné pozície a stanoviská (čo konkrétne chceme dosiahnuť)
Program/zameranie stretnutí	Koordinácia pripomienkovania s ostatnými zainteresovanými stranami
Spracovať výsledky pripomienkového konania	Poskytnúť Chairovi informácie, návrhy, materiály
Zabezpečenie dokumentov (návrhy, správy, kompromisné návrhy)	
Počas zasadnutia	
Viesť rokovania	Účasť, prezentácia národnej pozície, rokovanie, vyjednávanie, lobbovanie
Dosiahnuť pokrok v prerokováanej záležitosti	Podpora predsedajúceho pracovnej skupiny kedykoľvek je to možné
Po zasadnutí	
Vypracovať záznam a správu zo zasadnutia (spolu s GSR, pre potreby ministerstva, CRP, atď.)	Vypracovať správu zo stretnutia (pre interné potreby)
Tlačová správa a médiá národný cieľ	Zistiť, nakoľko sa podarilo splniť určený cieľ zasadnutia
Komunikácia s „problematickými“ členskými štátmi (tie, ktoré majú výhrady a námietky)	Príprava na ďalšie zasadnutie/príprava implementácie prijatých aktov
Príprava nasledujúceho zasadnutia	

1.2.7 Formát výkonu predsedníctva

Výkon predsedníctva môže byť organizovaný vo „formáte Brusel“ tzv. **Brussels based**, t.j. zásadná časť výkonu predsedníctva bude v podmienkach ministerstiev v kompetencii SZ Brusel. V tejto súvislosti rezort MZVaEZ SR, ako centrálny orgán štátnej správy zodpovedný za prípravu a koordinovanie výkonu SK PRES, výrazne posilnil (zdvojnásobil) počet diplomatických pracovníkov, z ktorých mnohí budú počas SK PRES predsedáť pracovným skupinám a výborom. V dôsledku zvýšenia počtu zamestnancov SZ Brusel bola v Bruseli prenájatá nová budova.

Druhou možnosťou organizovania predsedníctva je „formát hlavného mesta“, tzv. **capital based**, v rámci ktorého prebieha organizácia z ústredia. Tento model sa považuje za nákladnejší a menej efektívnejší ako model „Brussels based“.

2 Predsedníctvo v podmienkach ŠÚ SR2

2.1 Pracovná skupina

Zástupcovia ŠÚ SR pôsobia v **Pracovnej skupine Rady EÚ pre štatistiku (STATIS)**. Tá má v porovnaní s ostatnými pracovnými skupinami isté **špecifiká**:

- jej činnosť je výlučne legislatívna, tzn. že prerokováva návrhy právnych aktov a nie napr. pracovné programy, dokumenty politického charakteru alebo metodické záležitosti,
- schádza sa pravidelne – zvyčajne 6 x za pol roka (predsedníctvo môže v prípade potreby naplánované zasadnutie zrušiť, príp. naplánovať dve zasadnutia v jeden mesiac),
- má prierezový charakter – väčšina ministerských pracovných skupín je zameraná užšie, STATIS prerokováva návrhy právnych aktov zo všetkých dotknutých oblastí štatistiky,
- nemá ustálený zoznam členov – na zasadnutiach sa zúčastňujú vecne príslušní experti (väčšinou na úrovni riaditeľa odboru). Niektoré štáty majú zastúpenie v podobe 1 „stály“ člen (policy advisor/head of international dept./legal advisor) + expert, za niektoré štáty sa podľa potreby zúčastňuje na mieste národného delegáta zástupca zo SZ (napr. CZ). Predsedajúci je z najvyššej úrovne úradu, často samotný predseda úradu. Predsedajúci STATIS sa zúčastňujú aj všetkých rokovaní s EK a EP vrátane trialógov (keďže ministerské pracovné skupiny predstavujú často expertnú úroveň, ktorej predsedá referent, žiada sa pre kontakty s ostatnými inštitúciami prítomnosť vyššieho úradníka, čo nie je prípad STATIS),
- ku koncu každého predsedníctva sa koná tzv. handover meeting, ktorý organizuje končiace predsedníctvo v svojej domovskej krajine, preto s ním treba počítať, pokiaľ ide o propagačné

predmety a rozpočet. Zúčastňujú sa ho zástupcovia Tria a Eurostatu, prípadne zástupcovia všetkých 6 predsedníctiev (končiace a nastupujúce Trio), ak ide o začatie nového Tria ako celku. Ide zvyčajne o dvojdnové stretnutie, kedy sa v prvý deň koná sociálny program (napr. pracovná večera) a počas druhého dňa sa koná pracovné stretnutie, na ktorom bývalé predsednícke tímy odprezentujú svoje pôsobenie počas predsedníctva a informujú o stave jednotlivých návrhov. Nastupujúce predsedníctva predstavia svoj program a priority,

- pokiaľ sa predsedníctvo nerozhodne organizovať sprievodné podujatie (konferenciu, odborný seminár atď.), môže využiť ponuku Eurostatu na zorganizovanie konferencie, zvyčajne na tému súvisiacu s lepším využívaním štatistických údajov, zlepšenia tvorby štatistík atď., ktorá je logisticky a finančne zabezpečená zo strany Eurostatu.

2.2 Iniciačná fáza SK PRES 2012 – 2013

Iniciačná fáza sa týkala najmä rezortov MZVaEZ SR a MF SR, keďže spočívala v analýze stavu a možností štátnej správy, definovaní potrieb jednotlivých rezortov, a následne vytvorení rozpočtových predpokladov a základných administratívnych štruktúr s koordinačnými a rozhodovacími právomocami.

ŠÚ SR bol aktívny už v tejto fáze – zriadil sa Prípravný výbor SK PRES pri ŠÚ SR, vyberal sa nominant na pozíciu predsedajúceho pracovnej skupiny STATIS a jeho zástupcu, na MZVaEZ SR sa zasielali požadované informácie o administratívnych a rozpočtových možnostiach úradu, vo forme dotazníkov zasielaných MZVaEZ SR sa vypracúvali predbežné odhady potrieb úradu v súvislosti s SK PRES, zintenzívňovala sa spolupráca so SZ Brusel a začali sa prvé rokovania o rozpočte predsedníctva s MF SR.

2.3 Prípravná fáza SK PRES 2014 – prvá polovica r. 2016

Ide o bezprostrednú realizáciu prípravy vo všetkých oblastiach:

2.3.1 Personálna oblasť

V roku 2014 bol určený základný predsednícky tím ŠÚ SR. Nové organizačné útvary neboli na úrade zriadené a činnosti súvisiace s SK PRES zabezpečovali zamestnanci odboru európskych záležitostí a medzinárodnej spolupráce. Vybraní zamestnanci úradu absolvovali **program vzdelávania**, ktorý bol zabezpečovaný centrálné z úrovne MZVaEZ SR (jazykové kurzy a moduly inštitucionálneho vzdelávania).

Predsednícky tím absolvoval obzvlášť intenzívnu prípravu - okrem odbornej jazykovej prípravy absolvovali členovia tímu série školení zamerané na prípravu predsedníctva, a to tak v SR (AI Nova), ako aj v zahraničí (EIPA). Veľmi užitočné boli aj konzultačné návštevy v krajinách, ktoré už predsedníctvo absolvovali (Grécko, Lotyšsko), resp. návštevy z týchto krajín (Poľsko, ČR). Zástupkyňa predsedajúceho absolvovala 2-týždňovú stáž na SZ v Bruseli, ktorej hlavným prínosom bola možnosť zoznámiť sa so zástupcami inštitúcií zainteresovanými do výkonu predsedníctva s možnosťou diskutovať o jeho výkone v oblasti štatistiky, ako aj o možných návrhoch právnych aktov, prerokovávaných počas SK PRES.

2.3.2 Organizačno-koordinačné štruktúry

V januári 2015 bola na MZVaEZ SR zriadená sekcia **Sekretariát pre prípravu predsedníctva SR v Rade EÚ** ako hlavný útvar koordinácie príprav a realizácie SK PRES. V roku 2015 vymenovala vláda SR do funkcie **spľnomocnenca vlády SR pre prípravu SK PRES 2016** Ivana Korčoka, ktorý predtým pôsobil ako stály predstaviteľ SR pri EÚ.

Na MZVaEZ SR začali v období prípravnej fázy fungovať aj **medzirezortné pracovné skupiny**, na ktorých sa zúčastňovali predsedníčka úradu (Medzirezortná koordinačná rada, ktorá na úrovni štátnych tajomníkov ministerstiev, vedúceho Úradu vlády SR a za účasti vedúcich predstaviteľov OÚOŠS určuje zameranie SK PRES na politickej úrovni), hovorca úradu (Pracovná skupina pre medializáciu a propagáciu), riaditeľ osobného úradu (Pracovná skupina pre ľudské zdroje a vzdelávacie aktivity) a členovia predsedníckeho tímu (Pracovná skupina pre logistiku). Obsahové

zabezpečenie v súvislosti s prípravou priorít a programového dokumentu Tria sa zintenzívnili od r. 2014.

Pre informovanie a prediskutovanie otázok spojených s SK PRES sa začali využívať aj zasadnutia **Komisie pre európske záležitosti** (KEÚ), ktorá je prioritne venovaná prerokovávaniu bodov zasadnutí COREPER. Na zasadnutiach KEÚ sa začali pravidelne zúčastňovať aj zástupcovia ŠÚ SR. Priamo na úrade pokračovalo intenzívne využívanie stretnutí **Rezortnej koordinačnej skupiny** (RKS), a to nielen na prerokovanie mandátov pre zástupcov ŠÚ SR na zasadnutia STATIS, ale aj ako nastavenie možného spôsobu zapojenia expertov pri výkone SK PRES.

2.3.3 Tria

Intenzívne kontakty s partnermi v rámci Tria – Holandskom a Maltou nadviazal predsednícky tím ŠÚ SR v roku 2014. Z iniciatívy predsedníckeho tímu ŠÚ SR sa v septembri 2014 uskutočnilo prvé **stretnutie Tria** na pôde ŠÚ SR. Ďalšie stretnutia sa uskutočnili v máji 2015 v Haagu a v októbri 2015 na Malte. Hlavným bodom programu stretnutí bolo nastavenie systému vzájomnej spolupráce a precizovanie programu Tria, ktorý vypracoval predsednícky tím ŠÚ SR. Na každom stretnutí bol venovaný priestor konzultáciám o praktických aspektoch výkonu predsedníctva so skúsenými holandskými partnermi.

2.3.4 Program

V roku 2015 sa zintenzívnili práce na **spoločnom programe Tria**. V prípade Tria Holandsko – Slovensko - Malta ide o nový spôsob prípravy programu. Programy predchádzajúcich predsedníctiev boli rozsiahle, často 100 stranové dokumenty politického charakteru. V prípade „nášho“ Tria sa uplatnil nový prístup a program je chápaný ako stručný (cca 20 – 30 stranový) politický komunikačný nástroj, zacielený na 5 priorít Strategickej agendy Európskej rady. Program Tria bol finalizovaný v novembri 2015 a Radou pre všeobecné záležitosti schválený (GAC) v decembri 2015. Okrem politickej časti je súčasťou programu Tria tzv. technická časť, špecifikujúca najvýznamnejšie legislatívne a nelegislatívne zámery a priority Tria.

Na program Tria nadväzuje detailnejší **„národný“ program** so špecifickými prioritami SR. Zverejnenie národného programu SK PRES sa uskutoční v prvej polovici roka 2016.

V roku 2014 vypracoval predsednícky tím ŠÚ SR návrh **programu Tria v oblasti štatistiky**. Ide o štandardný dokument, ktorý obsahuje všeobecnú časť zdôrazňujúcu snahu Tria o tvorbu kvalitnej a dôveryhodnej štatistiky, ako aj zachovanie kontinuity legislatívneho procesu a nadviazanie na prácu predchádzajúcich predsedníctiev. Druhá časť programu je technického charakteru, uvádza návrhy právnych aktov, ktoré sa počas predsedníctva Tria pravdepodobne vyskytnú v schvaľovacom procese. Táto časť je aktualizovaná v závislosti od vývoja legislatívneho procesu. O príprave programu Tria pre oblasť štatistiky bolo pravidelne informované vedenie úradu predkladaním odpočtov úloh na porady vedenia.

2.4 Realizačná a postrealizačná fáza SK PRES druhá polovica 2016 – prvá polovica 2017

2.4.1 Formát výkonu SK PRES v oblasti štatistiky

Výkon predsedníctva v oblasti štatistiky bude prebiehať vo „formáte hlavného mesta“ (capital based). Na **SZ Brusel** sú určení dvaja **zamestnanci**, ktorí majú na starosti oblasť štatistiky. Obaja však majú na starosti aj iné pracovné skupiny a výbory, ani počas výkonu predsedníctva sa nebudú venovať výlučne štatistike.

2.4.2 Predsednícky tím

Úlohy predsedníckeho tímu ŠÚ SR počas výkonu SK Pres zahŕňajú najmä:

- Zintenzívnenie kontaktov s členskými štátmi, GSR, Právnou službou Rady, Európskym parlamentom, Komisiou, SZ Brusel, relevantnými ministerstvami a orgánmi SR,
- príprava zasadnutí STATIS,
- predsedanie STATIS,

- vyhodnotenie a príprava nasledujúceho zasadnutia,
- organizovanie a účasť na poradách s GSR a Právnou službou Rady (v prípade potreby aj s Komisiou),
- týždenný a v prípade potreby denný kontakt so SZ Brusel,
- organizovanie a vyhodnotenie písomných pripomienkových konaní,
- vypracovávanie kompromisných textov,
- vypracovávanie podkladových materiálov,
- vypracovávanie týždenných informácií o aktivitách predsedníckeho tímu ŠÚ SR pre holandských a maltských partnerov (tzv. logy),
- bilaterálne a multilaterálne konzultácie s členskými štátmi,
- bilaterálne konzultácie s Komisiou,
- podľa stavu návrhov právnych aktov konzultácie a rokovania so spravodajcami a tieňovými spravodajcami EP, politickými poradcami a sekretariátom Komisie,
- príprava a účasť na technických a neformálnych dialógoch s EP,
- úlohy spojené s preberaním predsedníctva od holandských kolegov,
- v prípade potreby poskytnutie podpory nastupujúcim maltským kolegom (príp. na požiadanie ostatným krajinám),
- úlohy spojené s odovzdaním predsedníctva Malte,
- interná a externá komunikácia.

S predsedníckym tímom úzko spolupracujú experti úradu, do ktorých vecnej príslušnosti spadajú prerokovávané návrhy.

2.4.3 Po skončení predsedníctva 2017

Hlavnou úlohou predsedníckeho tímu ŠÚ SR bude **odovzdanie predsedníctva** a v rámci zachovania kontinuálnosti legislatívneho procesu **poskytnúť asistenciu** nastupujúcim maltským kolegom. Rovnako je zvykom odovzdať skúsenosti kolegom z krajín budúcich predsedníctiev, ak o to požiadajú.

Počas predsedníctva (september 2016) a pred ukončením predsedníctva (november 2016) vypracuje predsednícky tím **správu o výkone predsedníctva**, ktorá sa predkladá na ESSC a zverejňuje na webovej stránke predsedníctva.

Veľkým prínosom pre úrad bude nepochybne aj **využívanie zručností a skúseností** zamestnancov ŠÚ SR získaných počas prípravy a výkonu SK PRES v ich ďalšom pôsobení na úrade.

Štatistika rodinných účtov v krajinách V4 Household Budget Survey in the V4 countries

Róbert Vlačuha, Jozef Kotlár

Štatistický úrad SR, Miletičova 3, 824 67 Bratislava
Statistical Office of the Slovak Republic, Miletičova 3, 824 67 Bratislava, Slovakia
robert.vlacuha@statistics.sk, jozef.kotlar@statistics.sk

Abstrakt: Príspevok sa zameriava na predstavenie štatistiky rodinných účtov (ďalej RÚ) v krajinách V4. Popisuje históriu štatistiky RÚ, cieľ, predmet, spôsob zisťovania, výber spravodajských jednotiek, zber a spracovanie údajov. Porovnáva spoločné znaky a základné charakteristiky zisťovania v krajinách V4, na porovnanie uvádza výšku spotrebných výdavkov domácností v členení podľa odborov klasifikácie COICOP. V rámci predstavenia štatistiky RÚ v Slovenskej republike a v Českej republike je v príspevku podrobnejšie popísaný jej redizajn, ktorého cieľmi bolo predovšetkým priblíženie sa štatistiky RÚ európskym trendom a zníženie zaťaženia štatistických jednotiek. Záver príspevku naznačuje trend vývoja štatistiky RÚ v krajinách V4 so zreteľom na pripravované nariadenie komisie EÚ pre IESS (Integrated European Social Statistics).

Abstract: The article is aimed at Household Budget Survey (HBS) in the V4 countries. It describes history of statistics, target, object, method, selection of reporting units, data collection and data processing of HBS. Article compares common and basic characteristics of the survey in V4 countries, shows the amount of household consumption expenditure by COICOP divisions. In article redesign of HBS in the Slovak Republic and the Czech Republic is described in detail. Finally, contribution suggests trend in HBS statistics in V4 countries with regard to forthcoming regulation of the European Commission for IESS (Integrated European Social Statistics).

Kľúčové slová: Rodinné účty. Štatistické formuláre. Zber údajov. Vzorka.

Key words: Household Budget Survey. Statistical forms. Data collection. Sample.

1 Úvod

Jednou z úloh štatistických zisťovaní je poskytnúť kvalitné výstupy pre proces rozhodovania. Výstupy zo štatistiky rodinných účtov (ďalej len „RÚ“) zohrávajú dôležitú úlohu pri analýzach životnej úrovne a pri tvorbe sociálnej politiky v krajinách EÚ. S výsledkami štatistiky RÚ pracujú aj iné štatistiky. Týka sa to predovšetkým štatistiky spotrebiteľských cien a národných účtov.

V príspevku chceme stručne opísať históriu a spôsob realizovania štatistiky RÚ v krajinách V4.

2 Spoločné znaky štatistiky rodinných účtov v krajinách V4

Štatistiku RÚ realizujú krajiny V4 dlhodobo, hoci žiadne medzinárodné alebo národné nariadenie neukladá povinnosť realizovať toto zisťovanie. Všetky krajiny Európskej únie realizujú zisťovanie RÚ formou tzv. „gentlemanskej dohody“, ktorá bola prijatá Komisiou pre štatistický program v roku 1989. Krajiny V4 sa pripojili k tejto dohode vstupom do Európskej únie. Eurostat, v snahe harmonizovať zisťovanie RÚ, vydal v roku 2003 metodiku a odporúčania pre harmonizáciu¹. Významným krokom k harmonizácii štatistiky RÚ je vydanie medzinárodnej klasifikácie individuálnej spotreby podľa účelu COICOP-5², ktorá prispieva k medzinárodnej porovnateľnosti výsledkov štatistiky RÚ. Túto klasifikáciu pri zisťovaní spotrebných výdavkov používajú všetky krajiny EÚ.

Klasifikácia COICOP-5 sa hierarchicky delí na odbory, skupiny, triedy, kategórie a celkovo obsahuje 12 odborov:

- 01 Potraviny a nealkoholické nápoje
- 02 Alkoholické nápoje, tabak a narkotiká
- 03 Odievanie a obuv

¹ Household Budget Surveys in the EU: Methodology and recommendations for harmonization 2003:

[https://circabc.europa.eu/sd/a/021b6b4d-7ab8-4eca-8fd3-cdc5ac601ee2/Methodology%202003%20\(Working%20Copy\).pdf](https://circabc.europa.eu/sd/a/021b6b4d-7ab8-4eca-8fd3-cdc5ac601ee2/Methodology%202003%20(Working%20Copy).pdf)

² COICOP-5 – Classification of Individual Consumption by Purpose:

http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/nomenclatures/index.cfm?TargetUrl=LST_NOM_DTL&StrNom=COICOP_5&StrLanguageCode=EN&IntPcKey=&StrLayoutCode=HIERARCHIC

- 04 Bývanie, voda, elektrina, plyn a iné palivá
- 05 Nábytok, vybavenie a bežná údržba domácnosti
- 06 Zdravie
- 07 Doprava
- 08 Pošty a telekomunikácie
- 09 Rekreácia a kultúra
- 10 Vzdelávanie
- 11 Reštaurácie a hotely
- 12 Rozličné tovary a služby.

2.1 Cieľ štatistiky rodinných účtov

Vo všetkých krajinách Európskej únie, teda aj v krajinách V4, je základným cieľom štatistiky rodinných účtov získať ukazovatele o štruktúre výdavkov a spotrebe súkromných domácností. Ďalším cieľom je získať údaje harmonizované s požiadavkami Eurostatu, ktorý robí v päťročných intervaloch zber údajov o výdavkoch a spotrebe súkromných domácností pre databázy Eurostatu.

2.2 Predmet zisťovania

Predmetom zisťovania v rodinných účtoch sú peňažné a nepeňažné výdavky a spotreba súkromných domácností. Popri tom sa získavajú údaje o peňažných a naturálnych príjmoch, charakteristike domácnosti a jej členov, údaje o vybavenosti bytu a domácnosti.

2.3 Jednotka zisťovania

Jednotkou zisťovania a spracovania je súkromná hospodáriaca domácnosť. Tento typ domácnosti môže predstavovať jedna osoba alebo skupina osôb, ktoré spĺňajú dve základné podmienky:

- bývajú spolu v tom istom byte (obydlí) a
- spoločne sa podieľajú na výdavkoch, predovšetkým za bývanie a stravovanie.

3 Popis zisťovania RÚ v krajinách V4

Štatistika RÚ nie je vykonávaná v zmysle žiadneho nariadenia a patrí medzi najnáročnejšie a najnákladnejšie štatistické zisťovania, z tohto dôvodu sú medzi krajinami niektoré rozdiely v metodike zisťovania, výbere vzorky, periodicite, realizácii zisťovania a spracovaní výsledkov.

3.1 Rodinné účty v Slovenskej republike

Štatistika rodinných účtov na území Slovenskej republiky sa od polovice 50-tych rokov 20. storočia vykonávala pravidelne každý rok. Zisťovanie bolo riadené celorepublikovo. Bezprostredný zber údajov na území SR bol zabezpečovaný regionálne. Od roku 1993 pripravuje, organizuje zisťovanie a spracováva údaje štatistiky RÚ Štatistický úrad SR.

Výraznou zmenou v zisťovaní bol prechod na využitie medzinárodnej klasifikácie údajov o spotrebných výdavkoch (COICOP) a výpočtu čistých peňažných hodnôt od roku 1997.

Zaradenie domácností do súboru bolo do roku 2004 robené kvótovým výberom. Údaje o rozpočte každej domácnosti boli zisťované počas celého roka. Pri zisťovaní i spracovaní sa využívali národné číselníky. Dôležitou zmenou bol prechod na používanie náhodného výberu pri tvorbe spravodajskej siete od roku 2004. S tým súviseli úpravy nástrojov zisťovania, organizácie práce v teréne a kontrola získaných údajov. Od roku 2004 do roku 2012 bolo zisťovanie vykonávané iba s malými zmenami. V roku 2010 bola do zisťovania RÚ zaradená aj vzorka nízkopríjmových domácností.

V rokoch 2013 a 2014 neprebehlo zisťovanie v plnom rozsahu, vykonaný bol iba zber údajov o zložení a príjmoch domácností v 1. štvrtroku. Údaje o príjmoch a výdavkoch za roky 2013 a 2014 boli odhadnuté simuláciou mikroúdajov z výberového zisťovania rodinných účtov za rok 2012.

Periodicita zisťovania v nasledujúcich rokoch bude závisieť od finančných možností Štatistického úradu SR. S veľkou pravdepodobnosťou nebudú rodinné účty vykonávané každoročne. V rokoch, kedy nebude vykonané zisťovanie, bude použitý mikrosimulačný model, ktorý s využitím dostupných

externých informácií, prognóz a kvalifikovaných odhadov vybraných demografických, sociálnych a ekonomických ukazovateľov umožní odhad príjmov a výdavkov za simulované obdobie. Algoritmy pre simulovanie údajov vypracoval Inštitút informatiky a štatistiky v Bratislave (Infostat) v rámci riešenej výskumnej úlohy „Mikrosimulačný model pre stanovenie príjmov a výdavkov súkromných hospodáriacich domácností na Slovensku“.

V rokoch 2013 a 2014 bol pripravený redizajn zisťovania RÚ, ktorého cieľom bolo:

- udržanie kvality pri znížení nákladov na zisťovanie,
- zníženie zaťaženia spravodajských jednotiek,
- použitie progresívnych metód pri zbere údajov (mixový zber údajov, PAPI³, CAPI⁴),
- príprava podmienok na zavedenie mikrosimulačného modelu,
- harmonizácia zisťovania sociálnych štatistík (otestovanie prepojenia zisťovania EU SILC⁵ a RÚ),
- skvalitnenie výberu vzorky,
- príprava nového spôsobu spracovania údajov.

V roku 2015 sa zisťovanie RÚ realizovalo v plnej miere novým spôsobom. Oporou výberu pre tvorbu spravodajskej siete je súbor bytových domácností vytvorený z databázy bytových domácností SODB 2011. Výberovou jednotkou je bytová domácnosť náhodne vybraná v proporcionálnom stratifikovanom dvojstupňovom výbere. Veľkosť vzorky je približne 4 700 domácností. Vzorka je rozdelená podľa geografických celkov (8 krajov NUTS3).

Práce na zisťovaní RÚ sú vykonávané zamestnancami Štatistického úradu SR. Gestorom zisťovania je odbor štatistiky životnej úrovne obyvateľstva ŠÚ SR. Tento odbor riadi zisťovanie, vypracováva metodiku, spracováva údaje zo zisťovania, pričom spolupracuje s inýmiodbormi štatistického úradu. Úlohy náboru domácností, zber údajov a ich záznam plní Sekcia zberu a spracovania dát v priemysle a terénnych zisťovaní v Banskej Bystrici. Sekcia riadi činnosť opytovateľov prostredníctvom oddelení zberu údajov, ktoré sú v krajských mestách. Opytovatelia sú interní zamestnanci ŠÚ SR.

Údaje od domácností sú získavané využitím troch formulárov. Formulár „Prehľad o zložení a o príjmoch domácnosti“ a formulár „Pravidelné a veľké výdavky“, v ktorom sa zisťujú aj údaje o bývaní a vybavenosti bytu, vyplňa na základe odpovedí domácnosti opytovateľ ŠÚ SR využitím tabletu (CAPI, príp. vyplní údaje do papierového formulára). Domácnosť zaznamenáva všetky výdavky počas jedného mesiaca do papierového formulára „Denník bežných výdavkov domácnosti“. Za poskytnutie kompletných údajov je domácnosť finančne odmeňovaná.

Výstupy zo zisťovania sú publikované štvrťročne v databáze Slovstat, ktorá je dostupná na internetovej stránke ŠÚ SR a ročne (sedem mesiacov po skončení zisťovania) je vydaná publikácia v elektronickej verzii, takisto dostupná na internetovej stránke ŠÚ SR.

3.2 Rodinné účty v Maďarsku

V Maďarsku sa zisťovanie rodinných účtov vykonáva od roku 1949. Od roku 1983 do roku 1993 sa realizovalo v dvojročných intervaloch, od roku 1993 je zisťovanie vykonávané každý rok. Od roku 2008 sa zisťovanie RÚ spájalo so zisťovaním EU SILC. Každoročne sa do zisťovania RÚ postupne začleňovala štvrtina vzorky zo zisťovania EU SILC, v roku 2011 bola spojená celá vzorka RÚ a EU SILC.

Veľkosť vzorky je približne 10 000 domácností. Vzorka je rovnomerne rozdelená podľa geografických celkov (7 regiónov NUTS2) na všetky mesiace v roku. Domácnosť je zaradená v zisťovaní štyri roky (štvorročný panel), ročne sa obmení štvrtina vzorky.

Výber je náhodný, stratifikovaný viacstupňový. Výberovou jednotkou je byt a spravodajskú jednotku tvorí súkromná hospodáriaca domácnosť.

³ PAPI - Paper And Pencil Interviewing. Záznam odpovedí respondenta do papierového formulára.

⁴ CAPI – Computer Assisted Personal Interviewing. Forma záznamu odpovedí respondenta použitím výpočtovej techniky.

⁵ EU SILC – EU Statistics on Income and Living Conditions – EU štatistika príjmov a životných podmienok.

Domácnosť zaradená do zisťovania vyplňa denník o príjmoch a výdavkoch počas dvoch týždňov. Zaznamenáva údaje o všetkých príjmoch a výdavkoch, zapisuje mesačné výdavky.

Na začiatku roka nasledujúcom po referenčnom roku je domácnosť požiadaná o retrospektívny rozhovor o svojich príjmoch a veľkých výdavkoch. Záznam údajov z tohto rozhovoru sa vykonáva spôsobom CAPI alebo CAWI⁶ (od roku 2015).

Výstupom zo zisťovania je publikácia s ročnou periodicitou. Výsledky zisťovania sú prezentované na internetovej stránke Maďarského štatistického úradu⁷.

3.3 Rodinné účty v Českej republike

História štatistiky rodinných účtov v Českej republike je do roku 1993 spoločná so Slovenskom. Zisťovanie sa vykonávalo od polovice 50-tych rokov 20. storočia pravidelne každý rok. Prechod na využitie medzinárodnej klasifikácie COICOP v RÚ uskutočnil Český štatistický úrad (ČSÚ) v roku 1999. Výber jednotiek je robený na základe kvótového výberu. V rámci krajín EÚ je kvótový výber, okrem Českej republiky, robený iba v Nemecku. Do zisťovania RÚ v ČR je zaradených približne 3 000 domácností. Výber je konštruovaný tak, aby jeho zloženie podľa zvolených výberových znakov zodpovedalo štruktúre domácností v Českej republike. Príjmové rozloženie domácností sa každoročne upravuje podľa vývoja zisteného v iných štatistikách. Do roku 2005 boli výberovými znakmi sociálna skupina domácností určená podľa sociálneho postavenia osoby na čele domácnosti a čistý peňažný príjem na osobu. Tretím výberovým znakom bol počet detí (v domácnostiach ekonomicky aktívnych) alebo počet a pohlavie členov domácnosti (v domácnostiach dôchodcov). Od roku 2006 vzorka zahŕňa všetky typy domácností, vrátane dovtedy nesledovaných domácností nezamestnaných, domácností dôchodcov s ekonomicky aktívnymi členmi alebo domácností, v ktorých nie je ekonomicky aktívna osoba. Výberové znaky boli doplnené o veľkostnú skupinu obce a druh domu. V súbore sa zvýšilo zastúpenie domácností bývajúcich v malých obciach a v rodinných domoch, čím sa štruktúra súboru priblížila skutočnosti aj z hľadiska veľkosti obce a druhu domu.

Jednotkou výberu a spravodajskou jednotkou je hospodáriaca domácnosť. Osobou na čele domácnosti je v úplných rodinách vždy muž, v neúplných rodinách prevažne rodič, v domácnostiach nerodinného typu člen s najvyšším príjmom.

Do roku 2011 bol súčasťou výberu doplnkový súbor, ktorý umožňoval zisťovanie údajov z domácností s deťmi a s minimálnymi príjmami. Od roku 2011 sa výsledky za rodiny s deťmi a s minimálnymi príjmami samostatne nepublikujú.

Údaje o príjmoch, výdavkoch a spotrebe zapisuje domácnosť za všetkých členov domácnosti do denníka spravodajskej domácnosti počas dvoch mesiacov v roku, v zostávajúcich mesiacoch oznamuje iba celkovú sumu výdavkov. Domácnostiam sa za vyplnené denníky a úplné záznamy vypláca odmena.

Spoluprácu s domácnosťou zabezpečujú zamestnanci štatistického úradu. Predmetom zisťovania v štatistike RÚ sú príjmy, výdavky a spotreba všetkých členov domácnosti. Zisťujú sa aj údaje o zložení domácnosti, druhu bývania a vybavenosti domácnosti.

Výstupom zo zisťovania je publikácia s ročnou periodicitou, pravidelne vydávaná v júni. Výsledky zisťovania sú štvrtročne prezentované aj na internetovej stránke ČSÚ⁸.

V súčasnosti ČSÚ realizuje redizajn štatistiky RÚ. Jedným z dôvodov zmeny RÚ je prechod z kvótového výberu na náhodný výber. Redizajn je realizovaný aj na základe záverov z auditov štatistiky RÚ z rokov 2005 a 2013, zo správy o kvalite RÚ, ktorú vydal Eurostat na základe údajov RÚ poskytnutých štatistickými úradmi členských krajín za rok 2010, konzultácií s inými národnými štatistickými úradmi a tiež na základe záverov z workshopu k zisťovaniu RÚ, ktorý sa konal v júni 2015 v Prahe. Redizajn štatistiky RÚ schválilo vedenie ČSÚ v novembri 2015. Predpokladá sa každoročné

⁶ CAWI – Computer Assisted Web Interviewing. Záznam odpovedí respondenta využitím nástrojov, ktoré poskytuje internet.

⁷ http://www.ksh.hu/apps/shop.kereses?p_lang=HU&p_session_id=259111263299724&p_szo=h%E1ztart%E1sok+fogyaszt%E1sa

⁸ <https://www.czso.cz/csu/czso/prijmy-vydaje-a-zivotni-podminky-domacnosti>

vykonávanie zisťovania RÚ založenom na integrácii so zisťovaním EU SILC. Na základe návrhu zmien v zisťovaní RÚ sa predpokladá zníženie záťaže respondentov aj tým, že bude umožnené domácnosti vyplňovať denník elektronicky, namiesto zapisovania podrobných výdavkov bude umožnené odovzdanie nákupných bločkov, ktoré do elektronickej verzie formulára zapíšu zamestnanci ČSÚ. Návrh reformy skracuje dĺžku referenčného obdobia z dvanástich mesiacov na dva krát štyri týždne. V roku 2016 prebieha štatistika rodinných účtov na redukovanom súbore v počte 1 600 domácností doterajším spôsobom. Súčasne sa začalo pilotné zisťovanie podľa nového modelu štatistiky RÚ. Je predpoklad, že po vyhodnotení výsledkov pilotného zisťovania bude ČSÚ zisťovanie RÚ v roku 2017 vykonávať novým spôsobom.

3.4 Rodinné účty v Poľskej republike

V Poľsku sa štatistika RÚ vykonáva od roku 1957. Periodicita zisťovania je ročná. Výber je náhodný, dvojestupňový. Veľkosť vzorky pre ročné zisťovanie je viac ako 37 000 domácností rozdelených do územných celkov (16 vojvodstiev). Štatistiku RÚ vykonáva 16 regionálnych štatistických úradov, ktoré riadi Centrálny štatistický úrad.

Domácnosť sa zúčastňuje zisťovania dva roky po sebe (dvojročný panel) a je zaradená v zisťovaní v každom roku v tom istom mesiaci. V každom mesiaci je polovica domácností vyšetrená prvýkrát a polovica druhýkrát. Za vyplnenie denníkov je domácnosť odmenená darom. Približne 700 opytovateľov, ktorí realizujú zisťovanie RÚ, sú zamestnanci štatistického úradu. Ich úlohou je kontaktovať vybranú domácnosť, viesť rozhovor, spolupracovať s domácnosťou, zabezpečiť vstup údajov do elektronickej databázy.

Na záznam údajov sa používa päť formulárov:

- formulár pre opytovateľa,
- záznam sociálno-demografických charakteristík domácnosti a jej členov, údajov o bývaní a výdavkoch na bývanie,
- denník príjmov a výdavkov, vrátane spotreby,
- záznam veľkých výdavkov (štvrtročné výdavky),
- záznam o naturálnych príjmoch (každých 5 rokov - údaje pre zaslanie do Eurostatu).

Výstupom zo zisťovania je publikácia⁹ s ročnou periodicitou.

V súčasnosti prebieha vyhodnotenie výsledkov pilotného zisťovania RÚ, ktoré bolo vykonané použitím formy zberu údajov CAPI a CAWI. Respondenti mali prístup a mohli vyplňať denník príjmov a výdavkov prostredníctvom internetu. Ostatné formuláre boli vyplňané spôsobom CAPI. Po vyhodnotení výsledkov pilotného zisťovania rozhodne Centrálny štatistický úrad o ďalšom využívaní spôsobov CAPI a CAWI pri zbere údajov.

4 Porovnanie a budúcnosť štatistiky rodinných účtov v krajinách V4

Aj keď štatistika RÚ nie je vykonávaná v zmysle žiadneho nariadenia, má zisťovanie RÚ v krajinách V4 mnoho spoločných charakteristík a podobnú metodiku. Porovnanie niektorých charakteristík zisťovania RÚ uvádzame v tabuľke 1.

Porovnanie výsledkov rodinných účtov v krajinách V4 je možné. Pri porovnaní môžeme vychádzať najmä z výsledkov, ktoré spracoval Eurostat z údajov, ktoré mu jednotlivé krajiny zaslali. Posledné údaje spracované Eurostatom sú z roku 2010 a sú dostupné v databáze na internetovej stránke Eurostatu¹⁰.

Pre porovnanie uvádzame tabuľku a graf spotrebných výdavkov domácností v členení na jednotlivé odbory klasifikácie COICOP v roku 2010. Údaje sú prepočítané v Eurách na domácnosť a rok.

⁹ <http://stat.gov.pl/en/topics/living-conditions/living-conditions/household-budget-survey-in-2014,2,9.html>

¹⁰ <http://ec.europa.eu/eurostat/web/household-budget-surveys/database>

Tab. 1: Porovnanie charakteristík zisťovania RÚ v krajinách V4 (*Zdroj: vlastné spracovanie autorov*)

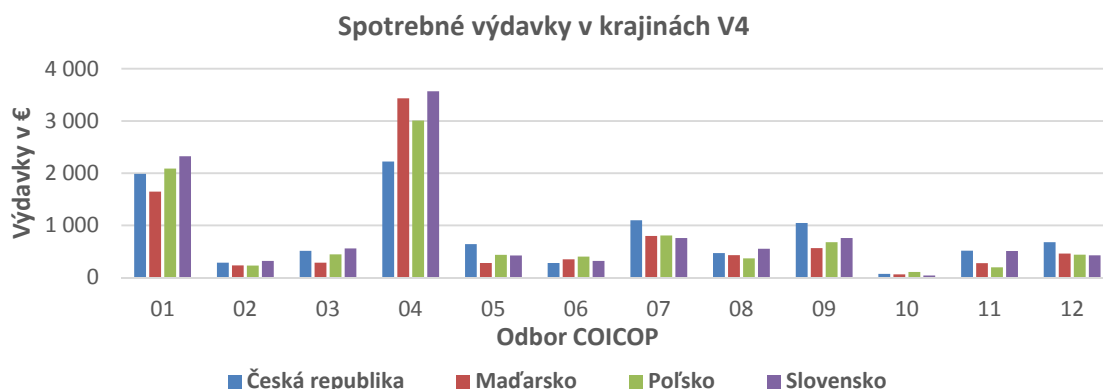
Charakteristika	Krajina			
	Česká republika	Slovenská republika	Maďarsko	Poľská republika
Hlavní uživatelé údajů RÚ	Interní uživatelé (ČSÚ): národní účty, spotřebitelské ceny, poľnohosp. štatistika Externí uživatelé: ministerstvá, univerzity, výskumné ústavy	Interní uživatelé (ŠÚ SR): národní účty, spotřebitelské ceny, Externí uživatelé: ministerstvá, univerzity, výskumné ústavy, spoločnosti	Interní uživatelé (KSH): národní účty, spotřebitelské ceny, Externí uživatelé: ministerstvá, univerzity, výskumné ústavy, spoločnosti	Interní uživatelé (GUS): národní účty, spotřebitelské ceny, Externí uživatelé: ministerstvá, univerzity, výskumné ústavy, spoločnosti
Periodicita	ročne	do roku 2012: ročne od roku 2015: pravdepodobne každé 3 roky	ročne	ročne
Výber	2015: kvótový 2016: redukovaný kvótový, pilotné zisťovanie - náhodný 2017: náhodný	náhodný, dvojstupňový, stratifikovaný	náhodný, dvojstupňový, stratifikovaný	náhodný, dvojstupňový, stratifikovaný
Približná veľkosť vzorky (vyšetrený počet domácností)	2015: 3 000 2016: 1 750 (kvót. výber), 400 (pilotné zisťovanie) 2017: 1 600	4 700	10 000	37 000
Integrácia s inými zisťovaniami	2015: nie 2016: pilotné zisťovanie - domácnosti z EU SILC (4. vlna) 2017: domácnosti z EU SILC	nie	EU SILC	nie
Forma zberu údajov	2015: PAPI 2017: PAPI denník, CAPI rozhovor	PAPI denník, CAPI rozhovor	PAPI, CAPI, CAWI	PAPI, CAPI, CAWI
Sieť opytovateľov	zamestnanci 14 krajských správ ČSÚ	zamestnanci Sekcie zberu a spracovania dát v priemysle a terénnych zisťovaní ŠÚ SR	zamestnanci Centra pre štatistické analýzy, sídla v 7 regionálnych úradoch KSH	opytovatelia - zamestnanci štatistického úradu
Dĺžka referenčného obdobia (vyplňanie denníka domácnosťou)	2015: 12 x 1mesiac 2016: pilot: 2 x 4 týždne	1 mesiac	2 týždne	1 mesiac
Otázky o príjmoch	2015: áno 2017: súčasť otázok EU SILC	Áno	Áno (súčasť otázok EU SILC)	áno
Odmena pre domácnosť	2015: 160 EUR (za 12 mesiacov) 2016: 64 EUR	47,47 €	dar	dar

Vo všetkých krajinách V4 domácnosti vynakladajú najväčšiu časť zo spotrebných výdavkov na potraviny a bývanie, najmenšiu časť na vzdelávanie.

Očakáva sa, že budúcnosť štatistiky RÚ v krajinách V4 bude poznačená postupným zblížovaním metodiky zisťovania. Trend zblížovania naznačil aj workshop k zisťovaniu RÚ, ktorý sa konal v júni 2015 v Prahe a zúčastnili sa na ňom zástupcovia zo 14 národných štatistických úradov. K lepšej porovnateľnosti výsledkov zisťovania RÚ medzi krajinami prispeje aj prechod na náhodný výber a reforma rodinných účtov v Českej republike. Významným krokom na dosiahnutie harmonizácie štatistiky RÚ bude pripravované nariadenie komisie EU pre IESS (Integrated European Social Statistics). Nariadenie by malo byť schválené v roku 2017 s platnosťou od roku 2020. Keďže k návrhu nariadenia, najmä k časovej náročnosti, mali pripomienky viaceré členské krajiny, navrhuje sa v nariadení stanoviť platnosť pre zisťovanie RÚ od roku 2025. Dovtedy budú krajiny V4 vykonávať zisťovanie RÚ na základe vlastných metodík, ktoré vychádzajú z dokumentov harmonizujúcich zisťovanie RÚ v krajinách EÚ. Česká republika a Maďarsko uprednostňujú integráciu rodinných účtov do zisťovania EU SILC. Maďarsko a Poľsko majú snahu využiť na čiastočný zber údajov spôsob CAWI. Slovensko nebude zisťovanie RÚ realizovať každoročne. Pre odhad údajov za roky, v ktorých zisťovanie nebude vykonané, bude použitá mikrosimulácia údajov.

Tab. 2: Spotrebné výdavky domácností členené na odbory klasifikácie COICOP v eurách na domácnosť a rok, 2010
(Zdroj: Eurostat, Household Budget Survey, 2010 Wave EU Quality report)

Krajina	Odbor COICOP											
	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12
Česká republika	1 986	285	513	2 223	642	280	1 097	469	1 046	70	515	677
Maďarsko	1 648	232	286	3 434	278	350	797	428	564	62	276	459
Poľsko	2 089	229	445	3 007	435	403	806	369	679	108	195	439
Slovensko	2 324	320	559	3 568	424	320	757	552	756	39	510	427



Obr. 1: Spotrebné výdavky domácností členené na odbory klasifikácie COICOP v eurách na domácnosť a rok, 2010

5 Záver

Cieľom príspevku bolo opísať zisťovanie štatistiky RÚ v krajinách V4, históriu zisťovania, spôsob výberu spravodajských jednotiek, metodiku, spoločné a rozdielne znaky zisťovania. Snahou bolo poukázať na odlišnosti v jednotlivých krajinách, aby poznatky zo zisťovania v RÚ v krajinách V4 boli motivujúce k zvýšeniu kvality zisťovania RÚ.

6 Literatúra

- [1] Eurostat: Doc HBS/153E/2003/EN. *Household Budget Survey in the EU. Methodology and recommendations for harmonisation*, 2003.
- [2] Súkeníková, H.: *Štatistika rodinných účtov, Správa o kvalite*, 2012, interný materiál ŠÚ SR
- [3] Łysoń, P. a kol.: *Budżety gospodarstw domowych w 2014 r*, Główny Urząd Statystyczny, 2015
- [4] *Štatistika rodinných účtů – Metodika*, dostupné na <https://www.czso.cz/csu/czso/statistika-rodinnych-uctu-metodika> (prístup k 15.6.2016)
- [5] <http://stat.gov.pl> (prístup k 15.6.2016)
- [6] <http://www.ksh.hu> (prístup k 15.6.2016)

EKOMSTAT 2016 – Informácia o 30. vedeckom seminári EKOMSTAT

EKOMSTAT 2016 – Information about the 30th Scientific Seminar EKOMSTAT

Ivan Lichner

Ekonomický ústav SAV, Šancova 56, 811 05 Bratislava

Institute of Economic Research of Slovak Academy of Sciences, Šancova 56, 811 05 Bratislava, Slovakia

ivan.lichner@savba.sk

V dňoch 29. mája až 2. júna 2016 sa konal jubilejný 30. ročník vedeckého seminára EKOMSTAT na tému Kvantitatívne metódy na podporu rozhodovania vo vedecko-výskumnej, odbornej a hospodárskej praxi. Seminár každoročne organizuje Slovenská štatistická a demografická spoločnosť (SŠDS) v priestoroch Domova speváckeho zboru slovenských učiteľov v Trenčianskych Tepliciach. S organizáciou tento rok výrazne pomohol Ekonomický ústav SAV (I. Lichner a M. Radvanský). V príjemnom prostredí kúpeľného mesta sa stretlo celkovo 31 účastníkov.

Vedecký program prebiehal formou prezentácií a záverečnej diskusie. V prvý deň podujatia sa prezentujúci venovali projekcii počtu dôchodcov (M. Štefánik), odhadu veľkosti deficitov prvého piliera (I. Lichner) a modelovaniu vývoja slovenského hospodárstva s ohľadom na očakávané starnutie populácie (F. Ostrihoň). Príspevky sa taktiež zamerali na možnosti predikcie pravdepodobnosti úpadku podnikov v SR (M. Gulka) a faktorom ovplyvňujúcim pokles počtu študentov vysokých škôl (Ľ. Hurbánková). V demograficko-metodickom bloku boli diskutované prístupy k modelovaniu časových radov na báze kointegrácie (J. Haluška), metodologické aspekty demografických prognóz (B. Vaňo) a bola tiež prezentovaná projekcia počtu obyvateľov SR do roku 2100 (J. Chajdiak).

Počas druhého dňa boli prednesené príspevky popisujúce rozdiely v spotrebnom správaní nízko a vysokopríjmových skupín obyvateľstva (G. Dováľová) a metodické aspekty vykazovania štatistiky zamestnanosti v SR (V. Hvozdíková). K. Petříková sa venovala analýze prístupov k zachyteniu ekologických vplyvov produkčného sektora na ekonomiku a M. Širáňová efektívnosti využitia prostriedkov fondov EÚ na rast konkurencieschopnosti podnikov. V metodickom bloku sa prezentujúci venovali konštrukcii modelu vhodného portfólia a využitiu jadrovej regresie na identifikáciu odľahlých hodnôt (M. Čampulová a J. Michálek).

Príspevky prezentované v tretí deň podujatia sa zamerali na analýzu možných dopadov implementácie prostriedkov EŠIF v programovom období 2014-2020 na slovenské hospodárstvo (M. Radvanský) a metodické aspekty mikrosimulačného modelu EUROMOD (T. Miklošovič). Taktiež boli diskutované nové metodické prístupy v klasifikačnej analýze (S. Koróny) a štatistické prístupy k vykazovaniu údajov o dôchodkových systémoch v EÚ (A. Petrášová).

Na záver bolo zorganizované diskusné fórum, kde sa hovorilo o otvorených metodických otázkach, ktoré sa nepodarilo zodpovedať počas podujatia. Boli tiež ocenení zakladatelia a dlhoroční organizátori seminára EKOMSTAT Jozef Chajdiak a Ján Luha.

Vedecký seminár už tradične poskytol priestor na konštruktívnu odbornú diskusiu aktuálnych metodických prístupov a riešenia aplikačných problémov. Účastníci podujatia si vymenili poznatky z viacerých príbuzných oblastí a boli nadviazané kontakty pre možnú budúcu spoluprácu.

Informácia o 18. slovenskej štatistickej konferencii

Information about the 18th Slovak Statistical Conference

Anna Janusová

Štatistický úrad SR – pracovisko ŠÚ SR v Košiciach, Werferova 3, 040 11 Košice

Statistical Office of the Slovak Republic, Regional Office of the SO SR in Košice, Werferova 3, 040 11 Košice, Slovakia

anna.janusova@statistics.sk

V dňoch 23. až 25. júna 2016 sa konala tradičná Slovenská štatistická konferencia, ktorú organizuje Slovenská štatistická a demografická spoločnosť (SŠDS) každý druhý rok. Tento rok sa konal už 18. ročník a na východe Slovenska sa stretli štatistickí zo Slovenska, ale aj z Českej republiky, v celkovom počte 57 účastníkov. Podujatie sa uskutočnilo na pôde Technickej univerzity v Košiciach. Téma konferencie bola Štatistika v krajinách V4 (25 rokov po vzniku zoskupenia). SŠDS zorganizovala tento ročník konferencie za výdatnej pomoci Štatistického úradu SR (ŠÚ SR), hlavne pracoviska v Košiciach. Organizačný výbor (A. Janusová, A. Becherová, E. Čičvákova a I. Ivasenková) sa postaral o hladký priebeh konferencie a zorganizoval aj zaujímavý sprievodný program pre účastníkov.

Program bol zostavený z troch plenárnych prednášok a z piatich blokov prezentácií účastníkov konferencie. Plenárne prednášky boli namierené na 3 základné okruhy štatistiky: 1. oficiálnu, 2. aplikovanú a 3. matematickú štatistiku. Za oficiálnu štatistiku vystúpila pani predsedníčka Štatistického úradu SR Ľudmila Benkovičová a predniesla príspevok na tému „Slovenská štatistika na ceste k modernizácii“. Druhé plenárne vystúpenie mal pán profesor Michal Tkáč z Podnikovohospodárskej fakulty Ekonomickej univerzity v Bratislave so sídlom v Košiciach, ktorý sa venoval oblasti aplikovanej štatistiky a vystúpil s prezentáciou „Manažérstvo kvality a štatistika“. Príspevok z oblasti teórie, čiže matematickej štatistiky, mal pán docent Ivan Žežula z Univerzity Pavla Jozefa Šafárika v Košiciach a venoval sa tematike „Regresné modely pre nespojité veličiny“.



Obrázok 1 Účastníci konferencie v rokovacej sále

Organizátori konferencie rozdelili prihlásené príspevky účastníkov do piatich blokov podľa obsahového zamerania. Ich autori predstavili rôzne témy z oblasti oficiálnej a aplikovanej štatistiky, ale aj z oblasti teórie štatistiky. Prezentácie z vystúpení účastníkov konferencie sú dostupné na stránke SŠDS: <http://www.ssds.sk/sk/ssds2/>.

Zaujímavá je skutočnosť, že na konferencii sa stretli tri terajšie predsedníčky štatistických a demografických spoločností z ČR a SR, konkrétne Hanka Řezanková - predsedníčka Českej štatistickej spoločnosti, Jitka Langhamrová - predsedníčka Českej demografickej spoločnosti a Iveta Stankovičová - predsedníčka Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti. Spolupráca týchto spoločností je na dobrej úrovni a je historicky podmienená z obdobia spoločného štátu. V súčasnosti je to možné pokladať aj za výsledok práce týchto troch žien, ktoré sa poznajú už dlhé roky a snažia sa, aby spoločnosti spolupracovali a koordinovali svoje akcie.

Záverom je možné konštatovať, že konferencia bola veľmi zaujímavá a splnila svoj cieľ. Účastníci si vymenili poznatky a informácie z danej oblasti a tiež nadviazali nové kontakty.



Konferencie
Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti
Conferences of
Slovak Statistical and Demographic Society



Uskutočnené akcie
Previous Events

18. slovenská štatistická konferencia
18th Slovak Statistical Conference

23. jún – 25. jún 2016
23 June – 25 June 2016
Technická univerzita, Košice

30. vedecký seminár
30th scientific seminar
EKOMSTAT 2016

29. máj – 2. jún 2016
29 May – 2 June 2016
Trenčianske Teplice

Pohľady na ekonomiku Slovenska 2016
Views on the Slovak Economy 2016

4. apríl 2016
4 April 2016
Bratislava

Pripravované akcie v roku 2016
Upcoming Events in 2016

Vedecká konferencia
Scientific conference
FERNSTAT 2016

22. september – 23. september 2016
22 September – 23 September 2016
Banská Bystrica

25. medzinárodný seminár
25th international seminar
Výpočtová štatistika 2016

1. december – 2. december 2016
1 December – 2 December 2016
Bratislava

Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov 2015
Review of Papers of Young Statisticians and Demographers

1. december – 2. december 2016
1 December – 2 December 2016
Bratislava

Pripravované akcie v ďalších rokoch
Upcoming Events in the Coming Years

16. slovenská demografická konferencia
16th Slovak Demographic Conference

2017
Nitriansky kraj
Nitra region

9. vedecká konferencia
9th scientific conference
Nitrianske štatistické dni 2017

jar 2017
spring 2017
Nitra

Slávnostná konferencia k 50. výročiu založenia Slovenskej
štatistickej a demografickej spoločnosti
Ceremonial Conference on the 50th anniversary
of the Slovak Statistical and Demographic Society

marec 2018
March 2018
Bratislava region

Obsah

Table of Contents

Vedecké články/Original contributions

Využití jádrové regrese s lokální šířkou vyhlazovacího okna pro identifikaci odlehlých hodnot v environmentálních datech

The Application of Kernel Regression with Local Bandwidth to Identification of Outlier Values in Environmental Data

Martina Čampulová, Jaroslav Michálek1

Nerovnosti v oblasti spotřeby v SR

Consumption inequalities in Slovakia

Gabriela Dováľová, Brian König7

Model predikcie úpadku obchodných spoločností podnikajúcich v podmienkach SR

Predictive Model of Corporate Failure in the Slovak Business Environment

Martin Gulka16

Zmeny sociálnej politiky v modeli EUROMOD

Changes in Social Policy in the Model EUROMOD

Tomáš Miklošovič23

Ekonomické vs. ekologické ciele v CGE modeli

Economic vs. Ecological Goals in CGE Model

Kristína Petříková29

Využití měr variability pro nominální proměnné ve vícerozměrné statistické analýze

Use of Variability Measures for Nominal Variables in Multivariate Statistical Analysis

Hana Řezanková, Zdeněk Šulc, Dušan Húsek34

Informačné články/Information

Predsedenstvo Slovenskej republiky v Rade Európskej únie v oblasti štatistiky v roku 2016

Slovak Presidency of the Council of the European Union in the field of Statistics in 2016

Katarína Vacháľková, František Bernadič44

Štatistika rodinných účtov v krajinách V4

Household Budget Survey in the V4 countries

Róbert Vlačuha, Jozef Kotlár52

Zo života SŠDS/From Life of SSDS

EKOMSTAT 2016 – Informácia o 30. vedeckom seminári EKOMSTAT

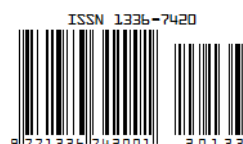
EKOMSTAT 2016 – Information about the 30th Scientific Seminar EKOMSTAT

Ivan Lichner59

Informácia o 18. slovenskej štatistickej konferencii

Information about the 18th Slovak Statistical Conference

Anna Janusová60



Price/Cena: 30 €
Year Subscription/Ročné predplatné: 50 €