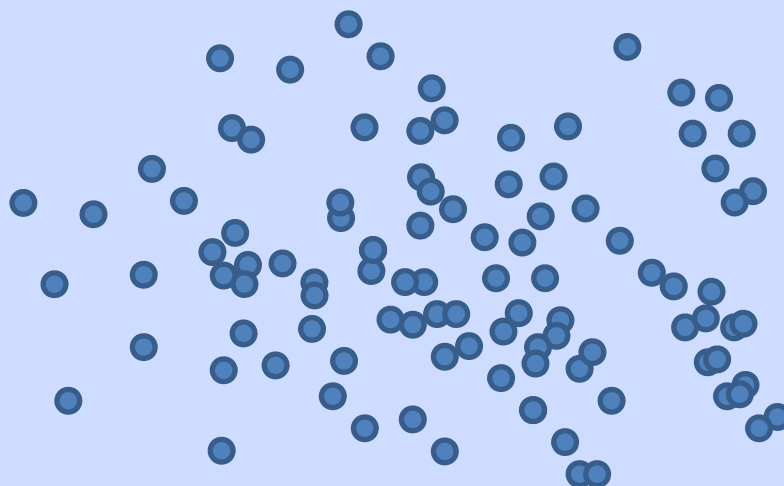
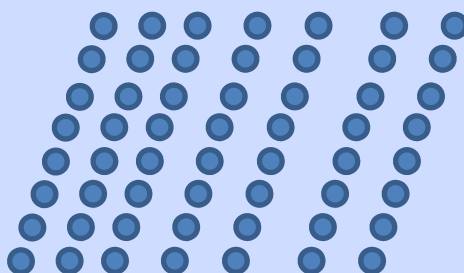


Slovenská štatistická a demografická spoločnosť
Slovak Statistical and Demographic Society



FORUM STATISTICUM SLOVACUM

recenzovaný vedecký časopis
scientific peer-reviewed journal



Ročník
Volume XIII

Číslo
Issue 2/2017

FORUM STATISTICUM SLOVACUM

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

Ročník/Volume: 13

Číslo/Issue: 2/2017

Výkonná rada/Executive board

Predseda/Head

Iveta Stankovičová

Výkonný redaktor/Executive Redactor

Tomáš Želinský

Technická redaktorka/Technical Redactor

Janka Medová

Členovia/Members

Martin Boďa

Boris Burcin

Viera Labudová

Ivan Lichner

Ľubica Sipková

Redakčná rada/Editorial board

Jitka Bartošová

Branislav Bleha

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

Mária Vojtková



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.

Analýza mezd upravených na paritu kupní síly ve vybraných evropských a mimoevropských zemích

Analysis of Wages Adjusted for Purchasing Power Parity in Selected European and Non-European Countries

Diana Bílková

Vysoká škola ekonomická v Praze; Fakulta informatiky a statistiky
University of Economics, Prague; Faculty of Informatics and Statistics
diana.bilkova@vse.cz

Abstrakt: Tento příspěvek se zaměřuje na situaci týkající se mezd upravených podle parity kupní síly ve vybraných evropských a mimoevropských zemích. Speciální pozornost je věnována genderovému mzdovému rozdílu a jeho vývoji v posledních letech. Při pohledu na mapu východní Evropy je zřejmé, že oblast poměrně nízkých mezd se stále rozkládá směrem od severu na jih. Začíná v Estonsku, pokračuje přes Lotyšsko, Litvu, Polsko, Česko, Slovensko, Maďarsko, Chorvatsko, Srbsko, Rumunsko, Bulharsko, Makedonii a končí v Turecku. Náklady na práci jsou vyšší ve všech zemích západně od Česka.

Abstract: The present paper focuses on the situation of purchasing power parity-adjusted wages in selected European and non-European countries. Special attention is paid to the gender wage gap and its development during last years. Looking at the map of Eastern Europe, the area of relatively low wages stretches from north to south. It begins in Estonia, continues through Latvia, Lithuania, Poland, Czechia, Slovakia, Hungary, Croatia, Serbia, Romania, Bulgaria, Macedonia and ends in Turkey. Labour costs are higher in all countries west of Czechia.

Klíčová slova: Mzdy upravené podle parity kupní síly, roční tempo růstu mezd, genderový mzdový rozdíl.

Key words: Purchasing power parity adjusted wages, annual wage growth rate, gender wage gap.

1 Úvod

Příjmové a mzdové úrovně obyvatelstva byly v rozvinutých zemích světa neustále zkoumány zejména z důvodu jejich vazby na životní úroveň obyvatelstva. Znalosti příjmových a mzdových rozdělení a jejich porovnávání z různých socio-ekonomických a časově-prostorových hledisek jsou předpokladem pro hodnocení životní úrovně, úrovně sociálního zabezpečení a rovnosti při rozdělování materiálních hodnot vyprodukovaných společností. Statistická analýza mzdových rozdělení je rovněž podkladem pro vládní sociální politiku a rozhodování v oblasti daní a státního rozpočtu.

Analýza trhu práce z hlediska příjmů a mezd obyvatelstva, jakož i rozdíly v odměňování mužů a žen je stále předmětem zájmu rozsáhlého výzkumu. Následující výběr publikací uvádí některé příklady příslušného výzkumu. (Albelda, Carr, 2014) sledují podíl pracovníků s nízkými příjmy, kteří používají

zaměstnaneckých a sociálních programů ve Spojených státech v období let 1979–2011 a zkoumají závislost na pohlaví a rodinném stavu pracovníků. (Bárány, 2016) demonstruje vztah mezi vývojem minimální mzdy a nerovností příjmů. (Bartošová, Želinský, 2013) poskytují přehled ohledně pokusů o měření chudoby v bývalém Československu. Dále potom analyzují peněžní chudobu, relativní materiální deprivaci a subjektivní vnímání chudoby v obou následných státech s využitím mikrodát šetření EU-SILC. (Domínguez-Villalobos, Brown-Grossman, 2010) zkoumají účinky průmyslových restrukturalizačních projektů na nerovnost mezd mezi muži a ženami v Mexiku mezi lety 2001 a 2005 a poukazují na negativní dopady exportní orientace na odměňování obou pohlaví, nicméně ženy jsou znevýhodněny v absolutních i relativních poměrech. (Fehr, Ujhelyiova, 2013) vyvinuli v Německu obecný model rovnováhy překrývajících se generací, aby studovali vliv veřejných politik na nabídku práce ze strany domácností a rozhodování o počtu potomků. (Fisher, Johnson, Smeeding, 2015) zkoumají rozdělení příjmů i spotřeby ve Spojených státech s využitím reprezentativního vzorku jedinců získaných z jediného souboru dat. (Garz, 2013) analyzuje, jak dočasná pracovní deregulace prostřednictvím agentur zasáhla v Německu od roku 2004 zaměstnanost a mzdy. (Jakobsson, Kotsadam, 2016) zkoumají, zda je produktivita práce ženatých mužů vyšší než produktivita práce svobodných mužů a posuzují vztah mezi manželskými statistikami a údaji z panelu EU pro pracovní trh. (Kolev, Robles, 2015) analyzují rozdíl ve mzdách podle pohlaví v Peru v období 2005–2011 s využitím dat z celostátního šetření. (Liberati, 2015) popisuje vývoj příjmů a nerovnosti ve světě v letech 1970 až 2009 s využitím Giniho koeficientu. (Malá, 2015) konstruuje vícerozměrný pravděpodobnostní model příjmových rozdělení českých domácností. (Ors, Palomino, Peyrache, 2013) analyzují očekávání vysokých příjmů vysokoškolských studentů a předpokládanou rozdílnost v genderové výkonnosti vytvořenou konkurenčním prostředím a zjištěnou akademickými průzkumy. (Schünemann, Lechner, Wunsch, 2015) hodnotí systém dotací na mzdy zaměřený na dlouhodobě nezaměstnané v Německu. (Siah, Lee, 2015) zkoumají krátkodobé a dlouhodobé vztahy a příčinné souvislosti mezi ženskou pracovní silou, kojeneckou úmrtností a plodností v Malajsii.

2 Datová základna

Data pro tento výzkum zahrnují zaměstnance v podnikatelské i nepodnikatelské sféře. Mzda přísluší zaměstnanci za vykonanou práci v soukromé (podnikatelské) sféře, plat v rozpočtovém (státním, veřejném, nepodnikatelském) sektoru. Z hlediska analyzovaných dat jsou pod termín mzdy zahrnuty jak mzdy v podnikatelské sféře, tak platy v nepodnikatelském sektoru.

Použitá data pocházejí z databází Eurostat a OECD. Povaha těchto údajů se však poněkud liší od charakteru dat Českého statistického úřadu. Tyto databáze obsahují údaje o mzdách za období let 2000–2015, které zahrnují všechny zaměstnance ve vybraných evropských a mimoevropských zemích. Pro srovnání úrovně mezd v evropských a mimoevropských zemích byly použity průměrné roční mzdy po přepočtu na paritu kupní síly uvedené v amerických dolarech se stálými cenami v roce 2015. Takto upravené průměrné mzdy respektují rozdílné životní náklady a rozdílné cenové hladiny v jednotlivých zemích a jejich srovnání je tak realističtější, než srovnávání nominální úrovně mezd.

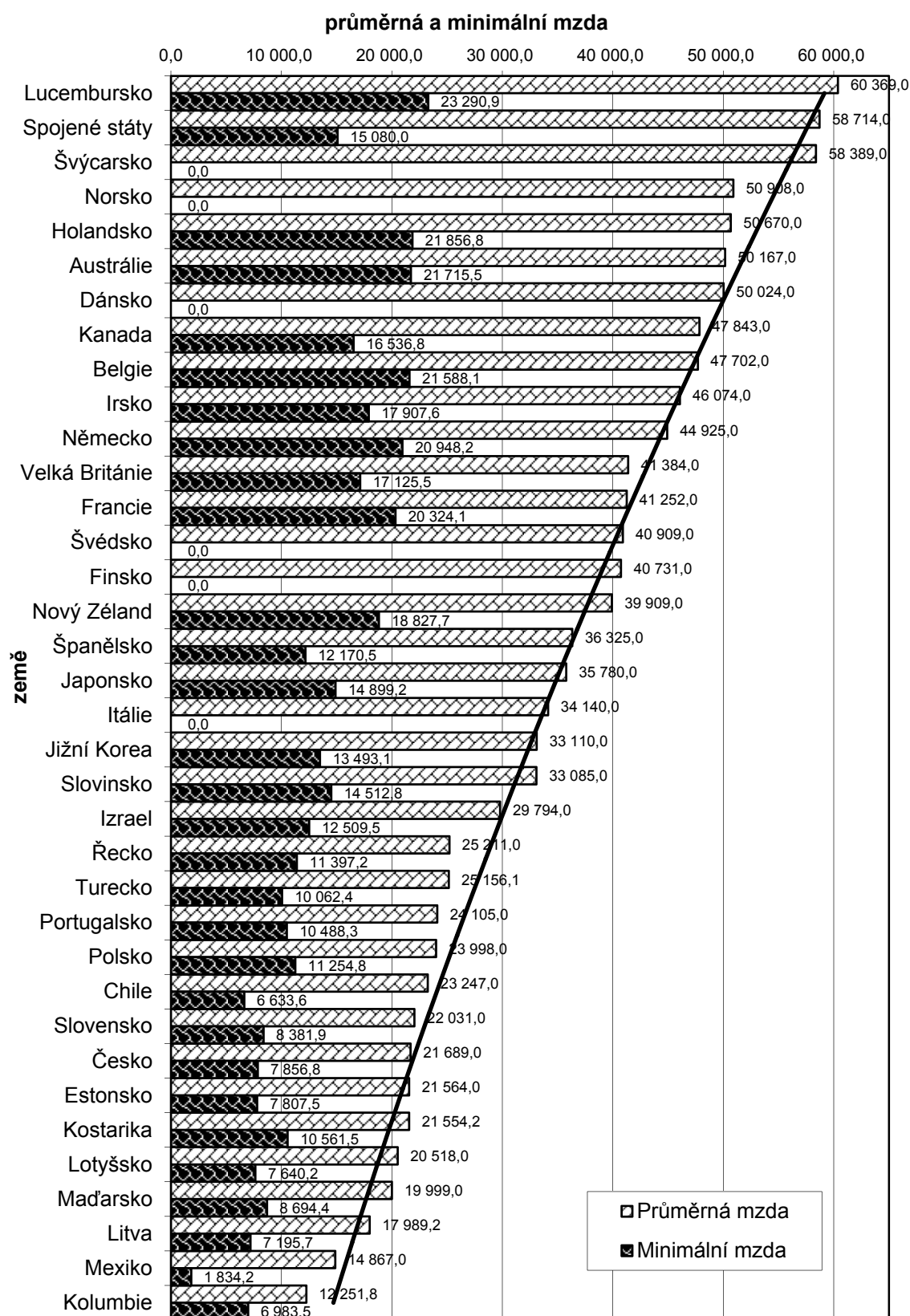
Data byla zpracována pomocí statistických programových paketů SAS, Statgraphics a tabulkového kalkulátoru Microsoft Excel.

3 Výsledky a diskuse

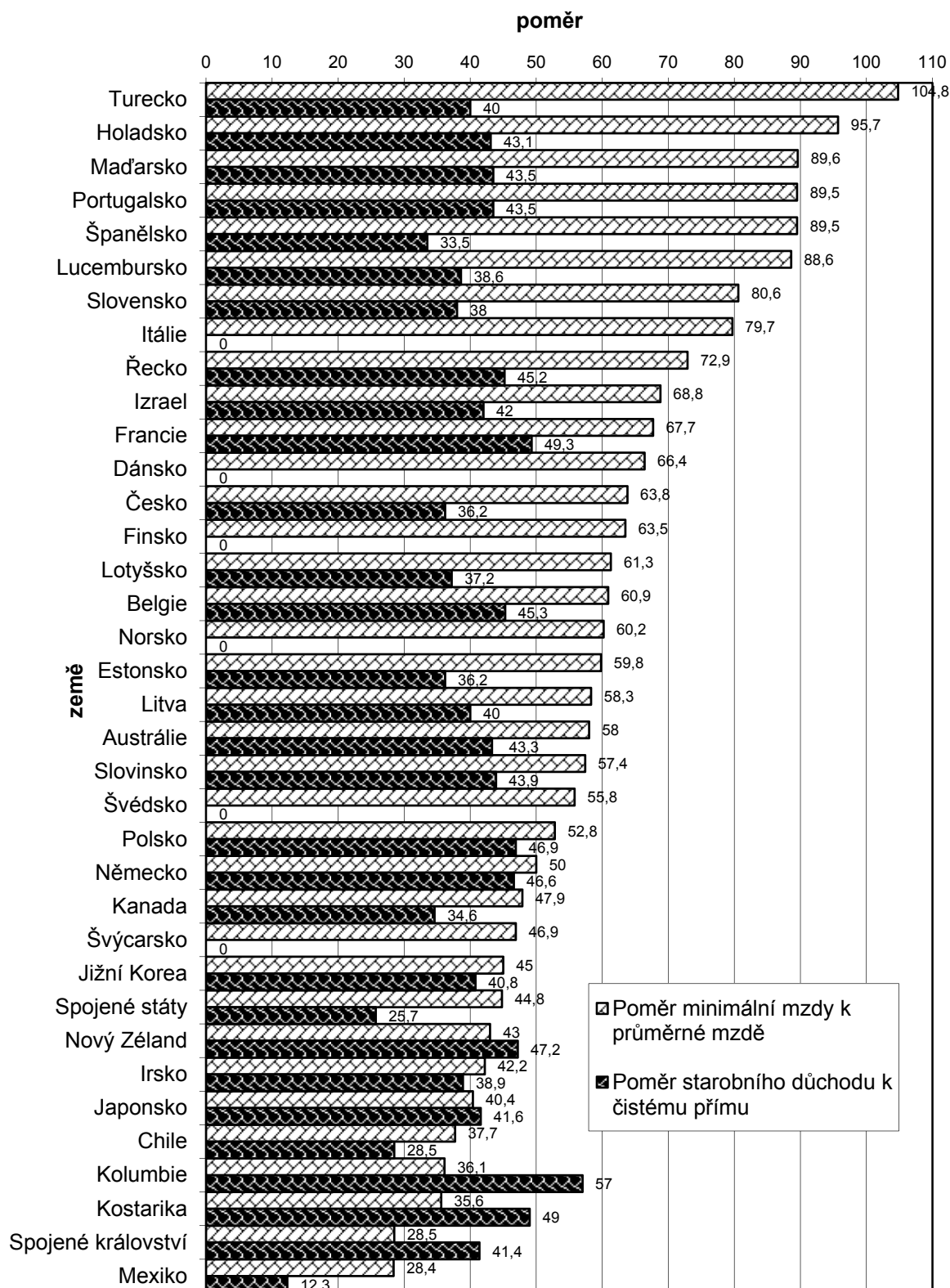
Obrázky 1 a 2 umožňují určité srovnání materiálních aspektů životní úrovně ve 36 vybraných zemích. Obrázek 1 uvádí průměrné roční mzdy a roční minimální mzdy v roce 2015 po přepočtu na paritu kupní síly s ohledem na různé životní náklady a cenové hladiny v každé zemi. Obrázek 2 ukazuje poměr minimální mzdy k průměrné hrubé mzdě a poměr starobního důchodu k čistému příjmu před odchodem do důchodu v roce 2015. Nulové minimální mzdy a jejich nulový poměr v příslušných číslech znamenají, že v dané zemi nebyl přijat institut minimální mzdy. Uvedené údaje naznačují jisté ekonomické zpoždění v oblasti životní úrovně ve východoevropských zemích zastupujících bývalý socialistický blok ve srovnání s vyspělými západoevropskými zeměmi.

Z obrázku 1 je zřejmé, že nejvyšší mzdy dostávají zaměstnanci v Lucembursku, poměr minimální a průměrné hrubé mzdy, stejně jako poměr starobního důchodu k čistému příjmu před odchodem do důchodu, jsou také poměrně vysoké. Zaměstnanci ve Spojených státech dosahují druhou nejvyšší životní úroveň, pokud jde o úroveň mezd, nicméně poměry minimální mzdy k průměrné hrubé mzdě a poměr starobního důchodu k čistému příjmu před odchodem do důchodu jsou relativně nízké.

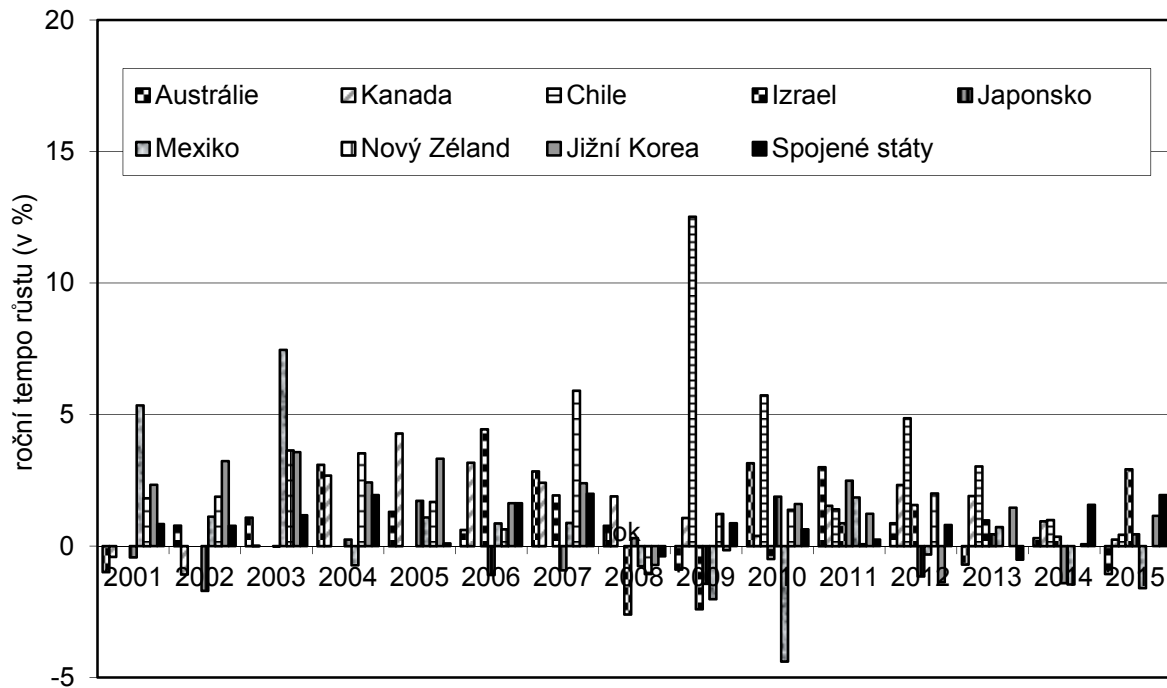
Vysokou úroveň mezd s nejvyšším podílem kupní síly vykazují dále země jako Švýcarsko, Norsko a Holandsko. Ve Švýcarsku, Norsku, Dánsku, Švédsku, Finsku a Itálii však není stanovena minimální mzda, přičemž zejména první tři země vykazují velmi vysoké mzdy s vysokým podílem kupní síly. Zaměstnanci v méně rozvinutých latinskoamerických státech na druhé straně dostávají spíše špatnou mzdu, minimální mzda je v těchto zemích rovněž většinou velmi nízká.



Obrázek 1 Průměrná roční hrubá mzda a minimální roční mzda upravené na paritu kupní síly v USD se stálými cenami v roce 2015 – ve vybraných zemích v roce 2015 (Pramen: stats.oecd.org; vlastní úprava)



Obrázek 2 Poměr minimální mzdy k průměrné hrubé mzdě (v %) a poměr starobního důchodu k čistému příjmu před odchodem do důchodu (v %) upravených na paritu kupní síly v USD se stálými cenami v roce 2015 – ve vybraných zemích v roce 2015 (Pramen: stats.oecd.org; vlastní úprava)



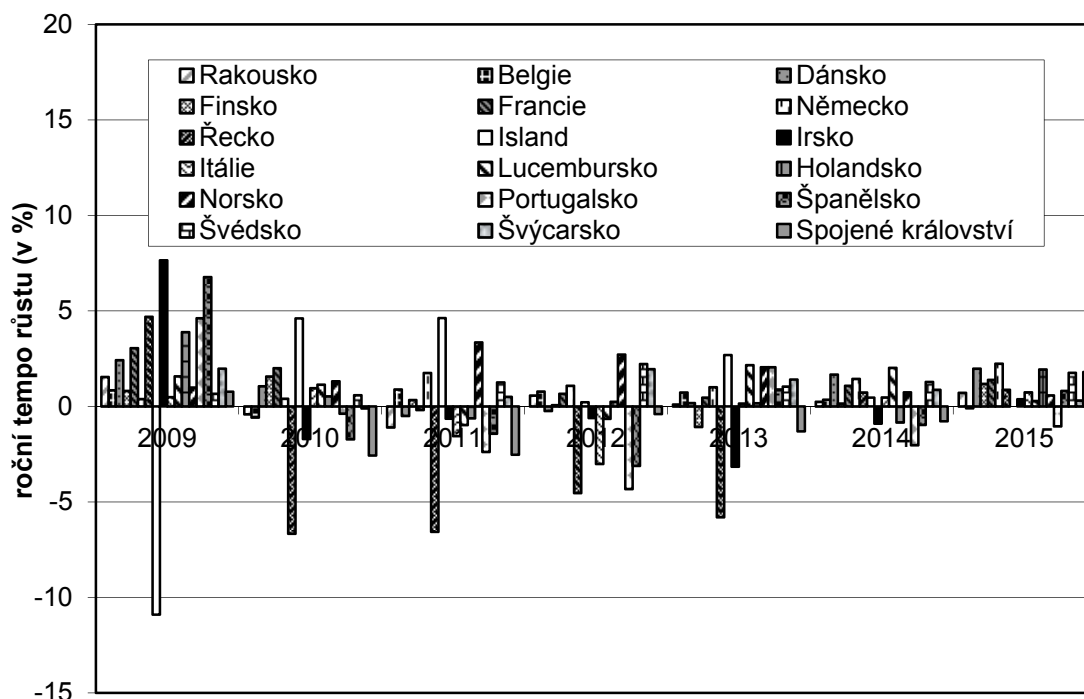
Obrázek 3 Roční tempa růstu (v %) průměrných ročních hrubých mezd upravených na paritu kupní síly v USD se stálými cenami v roce 2015 – ve vybraných mimoevropských zemích v období let 2001 – 2015 (*Pramen: vlastní výzkum*)

Obrázky 3–5 představují roční tempa růstu ve třech skupinách zemí od počátku 21. století. Poskytují tak údaje o vývoji úrovně mezd po přepočtu na paritu kupní síly ve vybraných zemích mimo Evropu (obrázek 3), vyspělých západoevropských zemích (obrázek 4) a bývalých socialistických zemích (obrázek 5).

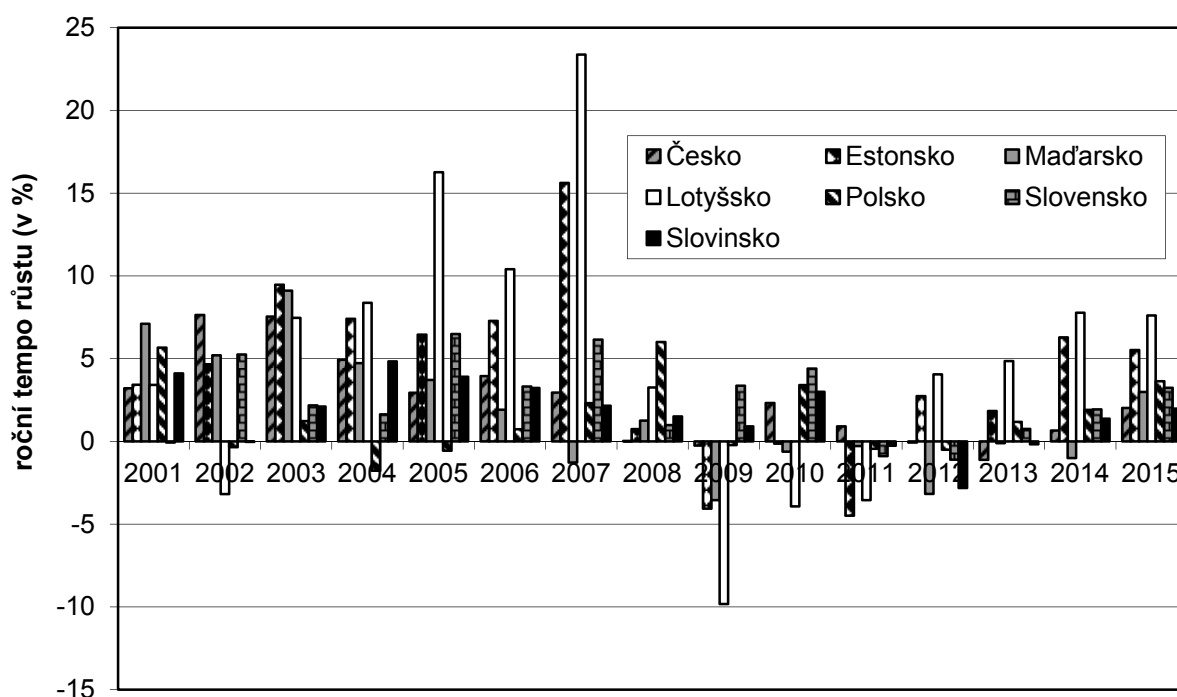
Získané výsledky za roky 2001–2015 ukazují poměrně rychlý růst úrovně mezd v Chile, průměrné roční tempo růstu mezd upravených na paritu kupní síly činí přibližně 4 %. Přibližně stejný průměrný růst úrovně mezd byl zaznamenán rovněž v Estonsku a Lotyšsku, přičemž Lotyšsko dosáhlo v průměru téměř 5% průměrné roční tempo růstu během celého období.

S nástupem hospodářské recese se v některých evropských zemích výrazně snížily úrovně mezd (viz obrázek 5), např. meziroční pokles v průměrné roční mzdě v Lotyšsku dosáhl v roce 2009 téměř 10 %.

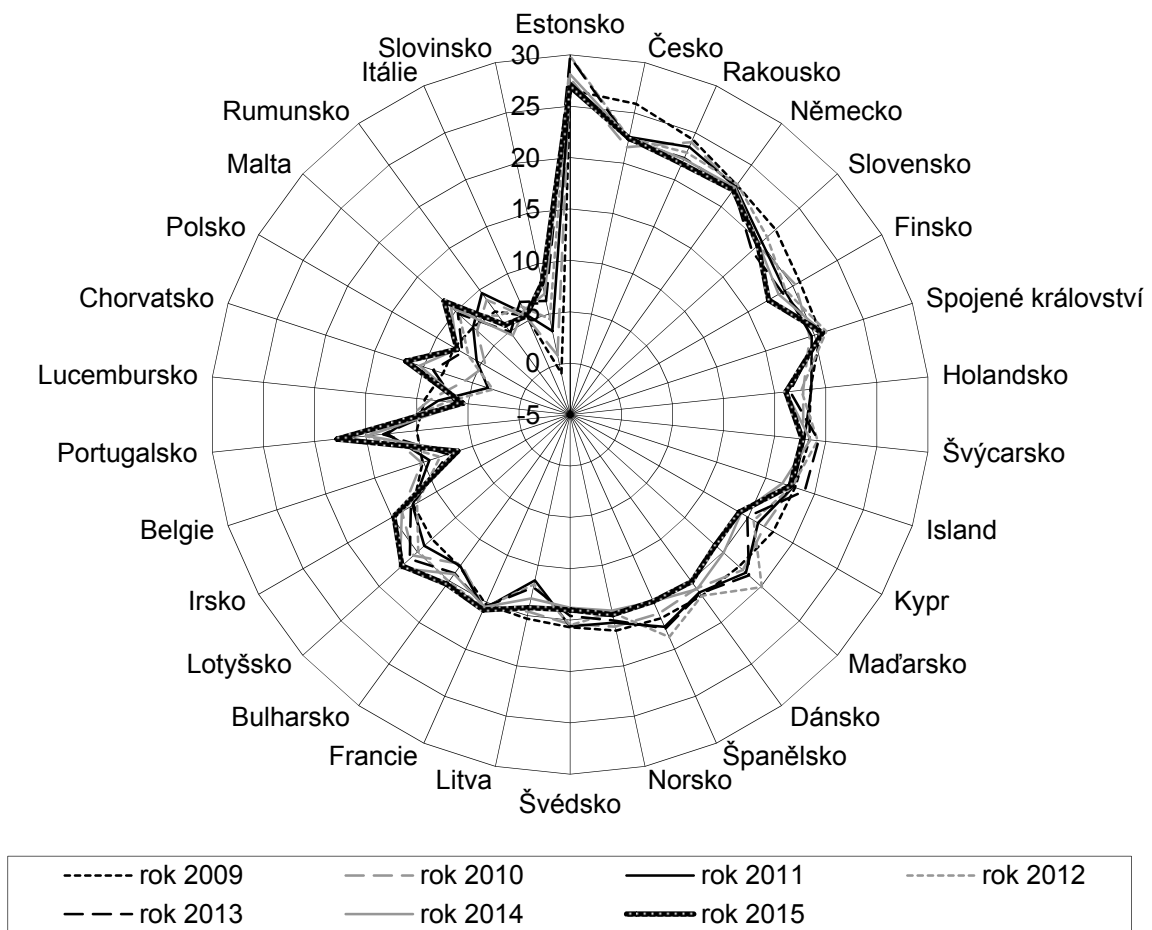
Obrázek 6 poskytuje informace o genderovém rozdílu v průměrných ročních mzdách upravených na paritu kupní síly ve vybraných evropských zemích v období let 2009–2015. Z tohoto obrázku je zřejmé, že genderový mzdový rozdíl se v rámci jednotlivých zemí příliš nemění v čase. Rozdíl mezi úrovní mezd mužů a žen se jeví jako největší v Estonsku (téměř 30 % v letech 2012 a 2013), dále v České republice, v Rakousku a Německu. Nejmenší je tento rozdíl naopak ve Slovinsku, kde v roce 2009 ženy vydělávaly v průměru téměř o 1 % více než muži.



Obrázek 4 Roční tempa růstu (v %) průměrných ročních hrubých mezd upravených na paritu kupní síly v USD se stálými cenami v roce 2015 – ve vybraných západoevropských zemích v období let 2009 – 2015 (Pramen: vlastní výzkum)



Obrázek 5 Roční tempa růstu (v %) průměrných ročních hrubých mezd upravených na paritu kupní síly v USD se stálými cenami v roce 2015 – ve vybraných východoevropských zemích (státy bývalého socialistického bloku) v období let 2001 – 2015 (Pramen: vlastní výzkum)



Obrázek 6 Genderový mzdový rozdíl (v %) v průměrných ročních mzdách upravených na paritu kupní síly v USD se stálými cenami v roce 2015 ve vybraných evropských zemích v období let 2009–2015 (*Pramen: stats.oecd.org; vlastní úprava*)

4 Závěr

Při pohledu na mapu východní Evropy je zřejmé, že oblast poměrně nízkých mezd se stále rozkládá směrem od severu na jih. Začíná v Estonsku, pokračuje přes Lotyšsko, Litvu, Polsko, Českou republiku, Slovensko, Maďarsko, Chorvatsko, Srbsko, Rumunsko, Bulharsko, Makedonii a končí v Turecku. Tyto země jsou charakteristické levnou pracovní silou, pomocí které se snaží přilákat zahraniční investory, mnohem levnější asijské ekonomiky. Náklady na práci jsou vyšší ve všech zemích západně od České republiky, maxima dosahují v Dánsku (více než 40 EUR na hodinu) a dvou státech mimo Evropskou unii – Norsku a Švýcarsku, přičemž vysoké mzdy jsou příznačné pro Lucembursko a v oblasti Paříže a Stockholmu. Nejvyšší hmotné životní úrovně dosahují občané Lucemburska, Spojených států, Švýcarska a Norska. Pozoruhodné je, že v Turecku, kde poměr starobního důchodu k čistému příjmu před odchodem do důchodu dosahuje téměř 105%, dostávají důchodci vyšší částky než

zaměstnanci. Nízké náklady na pracovní sílu sami o sobě nesnižují nezaměstnanost a je zřejmé, že konkurenceschopnost je ovlivněna průměrnými náklady práce jen nepatrně.

5 Literatura

- Albelda, R., Carr, M. (2014). Double Trouble: US Low-Wage and Low-Income Workers, 1979–2011. *Feminist Economics*, 20(2), 1–28.
- Bárány, Z. L. (2016). The Minimum Wage and Inequality: The Effects of Education and Technology. *Journal of Labor Economics*, 34(1), 237–274.
- Bartošová, J., Želinský, T. (2013). The Extent of Poverty in the Czech and Slovak Republics 15 Years after the Split. *Post-Communist Economies*, 25(1), 119–131.
- Domínguez-Villalobos, L., Brown-Grossman, F. (2010). Trade Liberalization and Gender Wage Inequality in Mexico. *Feminist Economics*, 16(4), 53–79.
- Fehr, H., Ujhelyiova, D. (2013). Fertility, Female Labor Supply, and Family Policy. *German Economic Review*, 14(2), 138–165.
- Fisher, J., Johnson, D. S., Smeeding, T. M. (2015). Inequality of Income and Consumption in the U.S.: Measuring the Trends in Inequality from 1984 to 2011 for the Same Individuals. *Review of Income and Wealth*, 61(4), 630–650.
- Garz, M. (2013). Employment and Wages in Germany since the 2004 Deregulation of the Temporary Agency Industry. *International Labour Review*, 152(2), 307–326.
- Jakobsson, N., Kotsadam, A. (2016). Does Marriage Affect Men's Labor Market Outcomes? A European Perspective. *Review of Economics of the Household*, 14(2), 373–389.
- Kolev, A., Robles, P. S. (2015). Ethnic Wage in Peru: What Drives the Particular Disadvantage of Indigenous Women? *International Labour Review*, 154(4), 417–448.
- Liberati, P. (2015). The World Distribution of Income and Its Inequality, 1970–2009. *Review of Income and Wealth*, 61(2), 248–273.
- Malá, I. (2015). Multivariate Probability Model for Incomes of the Czech Households. *Politická ekonomie*, 63(7), 895–908.
- Ors, E., Palomino, F., Peyrache, E. (2013). Performance Gender Gap: Does Competition Matter? *Journal of Labor Economics*, 31(3), 443–499.
- Schünemann, B., Lechner, M., Wunsch, C. (2015). Do Long-Term Unemployed Workers Benefit from Targeted Wage Subsidies? *German Economic Review*, 16(1), 43–64.
- Siah, A. K. L., Lee, G. H. Y. (2015). Female Labour Force Participation, Infant Mortality and Fertility in Malaysia. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 20(4), 613–629.

6 Poděkování

Článek byl zpracován za podpory prostředků dlouhodobého koncepčního rozvoje vědy a výzkumu Fakulty informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické v Praze (IP 400040).

Žijí v různých venkovských oblastech i různí lidé? Do live in different rural areas also different people?

Renata Klufová, Michael Rost, Zuzana Dvořáková - Líšková

Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Ekonomická fakulta, Česká republika
University of South Bohemia in České Budějovice, Faculty of Economics, Czech Republic
klufova@ef.jcu.cz, rost@ef.jcu.cz, zu.li@seznam.cz

Abstrakt: Příspěvek vychází z typologie venkova České republiky publikované autory v předcházejících letech a dotazníkového šetření, provedeného v rámci projektu NAZV v roce 2011. Cílem příspěvku je propojení typologie venkova založené na analýze „tvrdých“ dat ze Sčítání lidu, domů a bytů 2011 (SLDB 2011) s „měkkými“ daty z dotazníkového šetření. Při analýze dat z dotazníkového šetření se snažíme získat odpovědi na otázku, zda se v jednotlivých typech venkovského prostoru ČR liší i jejich obyvatelé ve svých základních charakteristikách.

Abstract: The article is based on the rural typology of the Czech Republic published by the authors in previous years and a questionnaire survey conducted within the project NAZV in 2011. The aim of this paper is to link rural typology based on an analysis of "hard" data (Population Census 2011) with "soft" data from the questionnaires. When analysing the data from the questionnaires we seek the answer to the question whether the various types of rural areas of the Czech Republic also differ in basic characteristics of their inhabitants.

Klíčová slova: Venkov, regionální statistika, dotazníkové šetření.

Key words: Rural, regional statistics, questionnaire survey.

1 Úvod

Rozvoj a kvalita života v obcích, městech, regionech i státech jsou úzce spojeny se vztahy mezi lidmi, vzájemnou důvěrou nebo důvěrou v instituce, tedy s prvky souhrnně označovanými jako sociální kapitál. Sociální kapitál je dynamickou strukturou, která reguluje individuální chování v sítích a naopak [3]. Z hlediska potenciálu či realizace určitých cílů jej lze vnímat také jako kolektivní zdroj [6, 13]. Přestože známe řadu příkladů rozporuplného využívání sociálního kapitálu (např. Granovetter [4] upozorňuje na exkluzivitu sítí, jejichž aktéři je zneužívají ke krátkodobému osobnímu prospěchu), považujeme jej, podobně jako Putnam [14, 15], primárně za pozitivní hodnotu a faktor rozvoje.

Souvisí typologie obcí provedená na základě „tvrdých dat“ (dostupných statistických údajů) se sociálním kapitálem? Kvalitu života na venkově nelze vnímat pouze na základě „tvrdých dat“, ale je nutno věnovat pozornost i „měkkým faktorům“. Jinými slovy, snažíme se odpovědět na otázku, do jaké míry je úspěšnost či neúspěšnost rozvoje obce ovlivněna lidmi, kteří v ní žijí. Existence rozdílů, pokud jde o charakteristiku obyvatel, by potvrdzovala náš úvodní předpoklad, že sociální a kulturní kapitál hraje důležitou roli, pokud jde o celkový rozvoj obce.

2 Typologie obcí českého venkova

Použitá typologie venkovských obcí, vytvořená Klufovou [7] v rámci hodnocení demografického vývoje českého venkova, je založena na kvantitativních datech ze Sčítání lidu, domů a bytů 2011 (SLDB 2011). I když popisuje pouze současnou situaci, jednotlivé indikátory jsou ovlivněny dlouhodobými rozvojovými trendy. Výsledky celé řady statistických analýz [5, 12] potvrdily skutečnost, že je základní diference českého venkova determinována geografickou polohou jednotlivých oblastí. Prostorová distribuce vybraných proměnných naznačuje, že mezi nimi existuje celá řada různých vztahů. To potvrzuje předpoklad, že venkovský prostor České republiky není homogenní a lze tedy vymežit několik různých typů tohoto prostoru, s ohledem na potenciál jejich rozvoje. Bylo identifikováno 6 typů venkovských obcí (viz obrázek 1):

- 1 **Suburbánní rozvojový venkov** – obce v zázemí největších měst, podél rozvojových os a hlavních dopravních tahů, které spojují jádrové oblasti.
- 2 **Stabilizovaný rozvojový venkov** – tento typ zahrnuje velkou část moravského venkova, ale také některé části venkova českého s vyššími hustotami zalidnění, relativně příznivou věkovou strukturou, nejnižším podílem zaměstnaných v primárním sektoru a nejvyšším podílem vyjíždějících denně za prací mimo obec svého bydliště.
- 3 **Stabilizovaný stagnující venkov** – převážně populačně menší obce, plošně však rozsáhlejší, často při hranicích krajů a tedy méně dostupné (tato skupina obcí odpovídá do jisté míry tzv. vnitřním periferiím), s demograficky stárnoucí populací a vyšší nezaměstnaností.
- 4 **Příhraniční intenzivně turisticky využívaný venkov** – nejen pro hromadné formy cestovního ruchu, ale i pro individuální rekreaci; pro tento typ obcí je typický nejnižší podíl vyjíždějících do zaměstnání mimo obec svého bydliště a nejvyšší intenzita výstavby v posledních desetiletích (1991 – 2011).
- 5 **Problémový rekreační venkov** – populačně i rozlohou katastru spíše menší obce, demograficky stárnoucí, s vysokou intenzitou dojížděky do zaměstnání a vysokými podíly zaměstnaných v primárním sektoru. Tento typ vykazuje také vysokou intenzitu migrace v období 2001 – 2012, naznačující změny ve využívání domů směrem od rekreace k trvalému užívání či projevy amenitní migrace.
- 6 **Neprofilovaný venkov** – tento typ tvoří venkovské obce, nezahrnuté v žádném z předchozích typů [7].

3 Použité statistické metody

Vzhledem ke skutečnosti, že byla dotazníkovým šetřením získána převážně kategoriální data, musela být tato zpracována adekvátními statistickými metodami. Závislost sledovaná u dvou proměnných může být buď symetrická (vzájemná) nebo asymetrická (jednostranná). Základním testem používaným ke zjišťování vzájemné závislosti dvou kategoriálních znaků je chí-kvadrát test o nezávislosti.

Při něm vycházíme z následujícího předpokladu. Jsou-li dva znaky nezávislé, pak je rozdělení četností v kontingenční tabulce úměrné řádkovým a sloupcovým marginálním četnostem n_{i+} , resp. n_{+j} . Testujeme shodu zjištěných a očekávaných četností. Pro sledování intenzity (síly) závislosti jsou používány různé koeficienty, které obvykle nabývají hodnot z intervalu $\langle 0,1 \rangle$, případně $\langle -1,1 \rangle$, přičemž hodnota 0 znamená nezávislost. Dalšími testy jsou testy o nulovosti těchto koeficientů [16].

Není-li splněn předpoklad pro použití chí-kvadrát testu v kontingenční tabulce, pak jsou používány tzv. exaktní testy. Např. Fisherův exaktní test (viz např. [6]). Tam, kde nebyly splněny předpoklady pro použití χ^2 -testu, bylo tedy přistoupeno k alternativním metodám (exaktní testy, případně výpočet dosažené hladiny významnosti prostřednictvím metody Monte Carlo – viz např. [11]).

Základními metodami redukce dat jsou analýza hlavních komponent (PCA – Principal Component Analysis) a faktorová analýza (FA – Factor Analysis). Tyto metody umožňují nahradit větší počet původních proměnných menším počtem proměnných latentních, přičemž mezi původními proměnnými předpokládají vzájemné lineární vztahy. Vzhledem k tomu, že metoda PCA je určena pro analýzu kvantitativních spojitých proměnných, je pro kategoriální proměnné potřeba využít jiných postupů. Jedním z nich je kategoriální analýza hlavních komponent (CATPCA – CATegorical Principal Component Analysis). Tato metoda transformuje kategoriální proměnné na proměnné kvantitativní a lze uvažovat i nelineární vztahy mezi proměnnými.

Standardní metoda PCA posuzuje vzájemné vztahy mezi pozorovanými proměnnými. Její algoritmus je navržen tak, aby první zjištěná komponenta vysvětlovala co nejvíce původní variability. Tato latentní proměnná (hlavní komponenta) je vyjádřena vztahem

$$Y_1 = \omega_1^T (x - \mu), \quad (1)$$

kde ω_1^T je ortonormální charakteristický vektor charakteristického čísla λ_1 kovariační matice Σ a μ je vektor středních hodnot. Následně algoritmus hledá druhou lineární kombinaci (druhou hlavní komponentu), která vysvětluje co největší část zbývající variability, atd. Komponenty jsou ortogonální a jsou

vytvářeny s postupně klesající významností. Jednotlivé prvky určitého charakteristického vektoru jsou vzájemně porovnatelné, nejsou však porovnatelné prvky z různých charakteristických vektorů. Pro lepší srovnání je vhodné použít vektory komponentních zátěží

$$\gamma_r = \omega_r \sqrt{\lambda_{(r)}} = C(X_j, Y_{r,N}). \quad (2)$$

Tyto vektory jsou zároveň kovariancí j -té proměnné X_j a r -té normované komponenty $Y_{r,N}$ definované jako

$$Y_{r,N} = \frac{\gamma_r^T}{\lambda_{(r)}}(x - \mu), \quad (3)$$

kde $Y_{r,N}$ mají jednotkové rozptyly.

Při použití metody CATPCA umožňuje využití přístupu optimálního škálování škálovat proměnné na různých úrovních. Kategoriální proměnné jsou optimálně kvantifikovány v rámci specifikované dimenzionality. Lze tak modelovat i nelineární vztahy mezi proměnnými. Škály jednotlivých proměnných se mohou lišit. Metoda rovněž nevyžaduje dodržení předpokladu vícerozměrné normality dat [18]. Volba škály měření dané proměnné je velmi důležitá, neboť ovlivňuje strukturu korelační matice. Volba vhodné škály je na zpracovateli dat. Detaily volby popisuje např. [9], metodu kompletně pak [10].

Iterativní postup v SPSS [2] lze popsat takto: proces je zahájen tak, že je každému objektu přiřazeno náhodné číslo (skóre objektu), není-li definováno jinak. Matici skóre objektů označme \mathbf{X} . Následně je získána vážená ortonormální matice $\mathbf{X}_w^+ = \mathbf{W}\mathbf{X}$ tak, aby platilo

$$\boldsymbol{\mu}^T = \mathbf{M}_* \mathbf{W}\mathbf{X} = 0 \quad \text{a} \quad \mathbf{X}^T \mathbf{M}_* \mathbf{W}\mathbf{X} = n_w m_w \mathbf{I} \quad (4)$$

kde $\mathbf{M}_x = \sum_j \mathbf{M}_j$, přičemž \mathbf{M}_j je diagonální matice s prvky $m_{(j)ii}$, které vyjadřují váhy v_j jednotlivých proměnných pro každý objekt (implicitně $v_j = 1$, jestliže není váha specifikována). Dále \mathbf{W} označuje diagonální matici, jejíž prvky w_i představují váhy jednotlivých objektů ($w_i = 1$ pro nevážené objekty), n_w je součet vah objektů a m_w je součet vah proměnných. Kvantifikace proměnných začíná výpočtem prvotní vektorové zátěže

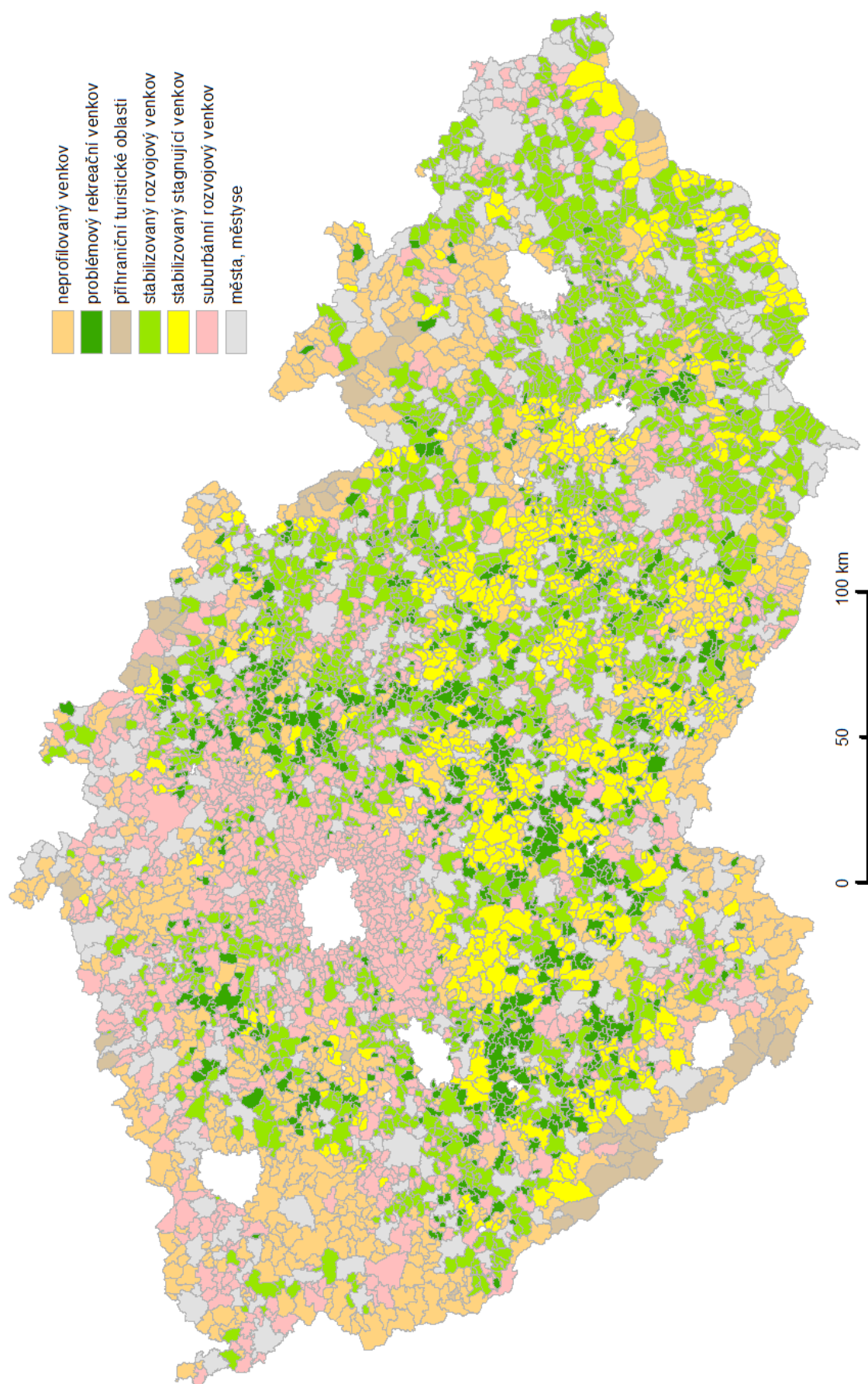
$$\mathbf{X}_w^+ \times (\mathbf{I} - \mathbf{M}_j \boldsymbol{\mu} \boldsymbol{\mu}^T \mathbf{W} / (\boldsymbol{\mu}^T \mathbf{M}_j \mathbf{W} \boldsymbol{\mu})) \mathbf{h}_j, \quad (5)$$

kde \mathbf{h}_j je vektor indikátorů kategorií pro j -tou proměnnou. Optimální vektor komponentních zátěží

$$\mathbf{a}_j^+ = n_w^{-1} \mathbf{Y}^T \mathbf{D}_j^+ \quad (6)$$

a kvantifikované kategorie (hlavní komponenty) původních proměnných

$$\mathbf{Y}_j^+ = y_j^+ \mathbf{a}_j^{+T} \quad (7)$$



Obr. 1 Typologie obcí českého venkova (Zdroj: vlastní zpracování v programu ArcGIS, [7])

získáme metodou ALS (Alternating Least Squares). Původní odhad je vyjádřen jako $\mathbf{Y} = \mathbf{D}_j^{-1} \mathbf{G}_j^T \mathbf{X}_w^+$, kde \mathbf{G}_j je indikátorová matice j -té proměnné s prvky $g_{(j)ir} = 1$, pokud i -tý objekt nabývá r -té kategorie pro j -tou proměnnou, \mathbf{D}_j je diagonální matice typu $k_j \times k_j$ (k_j je počet kategorií j -té proměnné) vážených sloupcových součtů \mathbf{G}_j , tj. $\mathbf{D}_j = \mathbf{G}_j^T \mathbf{W} \mathbf{G}_j$. Následuje optimalizace skóre objektů, tj.

$$\mathbf{X}^* = (\mathbf{I} - \mathbf{M}_* \mathbf{u} \mathbf{u}^T \mathbf{W} / (\mathbf{u}^T \mathbf{M}_* \mathbf{W} \mathbf{u})) \mathbf{Z}, \quad (8)$$

kde \mathbf{Z} je pomocná matice $\sum_j \mathbf{M}_j \mathbf{G}_j \mathbf{Y}_j^+$, ve které \mathbf{Y}_j^+ souhrnně označuje kvantifikace kategorií \mathbf{Y}_j pro proměnné s vícenásobným nominálním škálováním a vektor $y_j a_j^T$ pro jednoduché škálování. Ortonormální řešení pro optimalizované skóre objektů je nalezeno pomocí prokrustovské rotace [1, 17].

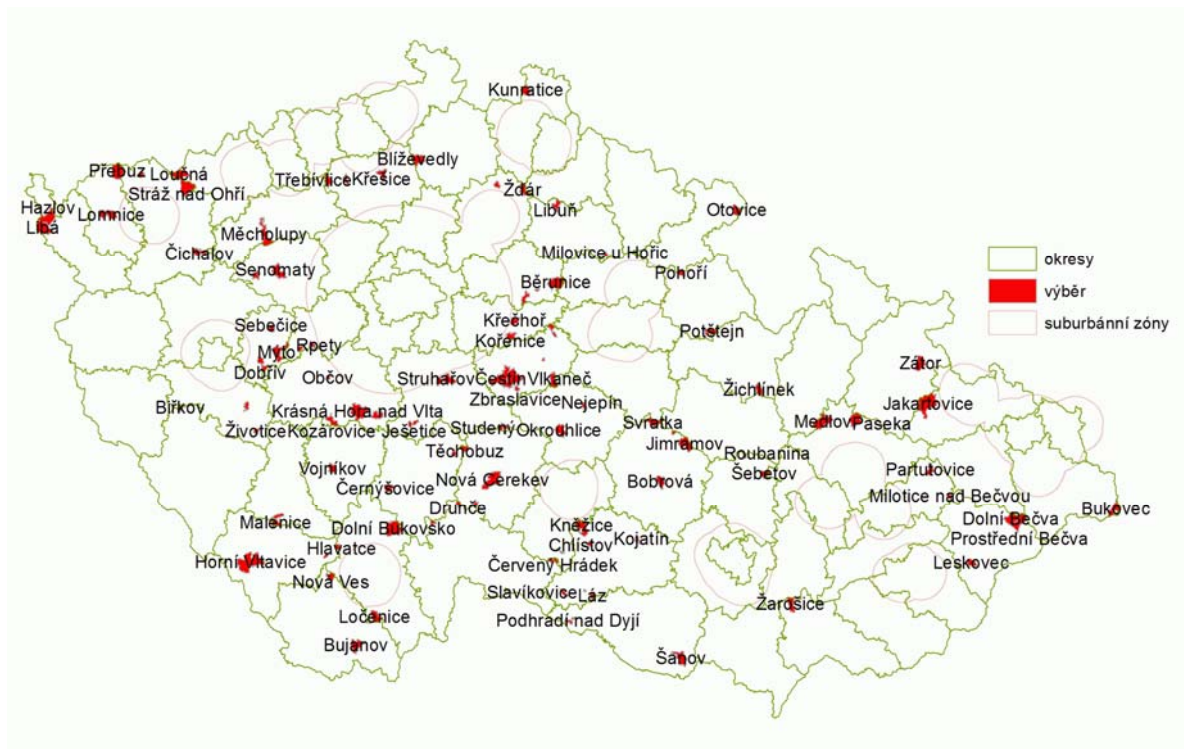
4 Dotazníkové šetření v obcích českého venkova

Za účelem zjištění vnímání rozvoje venkovských obcí jejich obyvateli s cílem identifikovat různé strategie rozvoje obcí z hlediska místních aktérů bylo v roce 2010 uskutečněno rozsáhlé dotazníkové šetření, při kterém bylo osloveno 1000 respondentů (viz obrázek 2) v rámci vymezeného souboru venkovských obcí, kdy bylo náhodně vybráno 100 obcí a v každé dotazováno 10 respondentů. Dotazníkové šetření provedla agentura Focus na podzim 2010 a na jaře 2011. Dotazováni byli respondenti starší 18 let. V použitém vzorku nejsou z důvodu malé četnosti zahrnuty obce příhraničních turistických oblastí.

Hlavní část dotazníku byla složena z několika částí: charakteristika dotazovaného (pomocí ordinální škály 1 – 5 hodnotili respondenti sami sebe), charakteristika obce, ochota dotazovaného pomáhat obci, život v obci (spolky apod.), činnost zastupitelstva a zapojení respondenta do jeho činnosti, ekonomická aktivita a domácnost dotazovaného. V příspěvku se zaměřujeme pouze na hodnocení charakteristik respondentů.

4.1 Sebehodnocení obyvatel českého venkova

Respondenti měli k dispozici škálu charakteristik a jejich úkolem bylo označit ty aktivity, které charakterizují právě konkrétního respondenta, jeho přesvědčení, postoje a chování. Respondent si vybíral ze škály 17ti otázek (viz tabulka 1), kterým mohl přiřadit hodnotu 1 až 5 podle míry shody nabízené vlastnosti s charakterem respondenta (1 znamenala nejvyšší míru shody a 5 absolutní nesouhlas). Respondent mohl zaškrtnout všechny odpovědi nebo žádnou, podle míry souhlasu s nabízenou charakteristikou. V rámci analýzy kontingenčních tabulek byla nejprve testována závislost postojů respondentů na typu venkovské obce, ve které žijí.



Obr. 2 Výběr obcí pro dotazníkové šetření (Zdroj: vlastní zpracování v programu ArcGIS)

Tab. 1 Analýza závislostí v kontingenčních tabulkách

(Zdroj: vlastní zpracování v programu SPSS)

otázka	χ^2	df	p-value	Monte Carlo p-value (konf. int.)
rozhoduje o svém životě	16,923	16		0,384 (0,371;0,396)
je nezávislý	19,302	16		0,247 (0,236;0,258)
preferuje rodinný život	32,168	16		0,008 (0,006;0,01)
myslí si, že obec má pomáhat svým občanům	22,697	16		0,109 (0,101;0,151)
rád se stále vzdělává	28,197	16	0,030	
myslí na budoucnost	15,197	16		0,507 (0,4995;0,520)
rád riskuje	29,932	16	0,018	
aktivně sportuje	48,175	16	0,000	
je znepokojen budoucností	17,150	16	0,376	
posedí se sousedy	19,893	16	0,225	
rád rybaří	40,394	16	0,001	
je nejraději sám	55,111	16	0,000	
zabývá se veřejnou činností	73,351	16	0,000	
rád kutí	64,390	16	0,000	
má vztah k půdě	58,477	16	0,000	
pozitivně vnímá rekreanty (návštěvníky obce)	38,048	16	0,001	

Výpočty byly provedeny pomocí statistického SW SPSS. Výsledky testování jsou zobrazeny v tabulce 1 a potvrzují předpoklad, že se od sebe jednotlivé typy venkovských obcí liší i úrovní sociálního kapitálu. Výsledky provedené analýzy prokázaly, že se jednotlivé typy venkovských obcí liší v následujících charakteristikách: vztahu k rodinnému životu, v ochotě se vzdělávat, ochotě riskovat, různém způsobu trávení volného času (aktivně provozovaný sport, rybaření, kutilství), veřejné činnosti, resp. „samotářství“, vztahu k půdě a vnímání rekreatantů.

Při hledání odpovědí na otázku, jak vypadá typický obyvatel venkova a zda v jednotlivých typech venkovských obcí žijí obyvatelé s odlišným vnímáním sebe sama, byly dále použity kategoriální metoda hlavních komponent (CATPCA) a shluková analýza.

CATPCA vedla k redukci dimenze v datech, kdy bylo z původních 16 ordinálních proměnných (poslední otázka byla pro nízké četnosti vyloučena) získáno 5 hlavních komponent, které vysvětlují 59,5% celkové variability souboru. Komponentní zátěže jednotlivých proměnných obsahuje tabulka 2. Jednotlivé komponenty – dimenze – lze tak vnímat jako určité typy, či charaktery osobností, které lze popsat zhruba následovně: 1 – aktivní rodinný typ; 2 – aktivní sportovec; 3 – angažovaný kutil, 4 – nezávislý, rozhodný; 5 – pesimista, samotář.

Tab. 2 Komponentní zátěže
(Zdroj: vlastní zpracování v programu SPSS)

otázka	komponenta				
	1	2	3	4	5
rozhoduje o svém životě	0,583	0,105	-0,269	0,571	0,085
je nezávislý	0,617	0,113	-0,190	0,559	0,095
preferuje rodinný život	0,640	-0,259	-0,172	-0,094	0,141
myslí si, že obec má pomáhat svým občanům	0,541	-0,277	-0,274	-0,035	0,026
rád se stále vzdělává	0,348	0,601	-0,167	-0,303	0,238
myslí na budoucnost	0,551	0,227	-0,352	-0,231	0,311
rád riskuje	-0,044	0,757	0,044	0,010	-0,027
aktivně sportuje	0,075	0,792	-0,103	-0,118	-0,049
je znepokojen budoucností	0,211	-0,327	0,129	-0,347	0,496
posedí se sousedy	0,565	-0,200	0,143	-0,050	-0,451
rád rybaří	0,031	0,373	0,506	0,201	-0,073
je nejraději sám	-0,112	0,013	0,550	0,309	0,434
zabývá se veřejnou činností	0,408	0,355	0,507	-0,156	-0,037
rád kutí	0,479	-0,049	0,602	-0,028	0,055
má vztah k půdě	0,594	-0,270	0,429	-0,092	-0,027
pozitivně vnímá rekreaty/návštěvníky obce	0,579	0,060	-0,031	-0,165	-0,447

Hodnoty komponentních skóre jednotlivých respondentů pak posloužily jako vstupní proměnné pro shlukovou analýzu, která měla odhalit typické skupiny obyvatel českého venkova. Pomocí metody K-means byli respondenti rozděleni do 6 shluků. Počet shluků byl odhadnut shlukováním pomocí Wardovy metody. Dendrogram nebyl do textu zařazen, neboť je vzhledem k vysokému počtu (1000) respondentů, příliš rozsáhlý a po přizpůsobení textu by byl nepřehledný. To, že se všech pět komponent statisticky významně podílí na rozdělení respondentů do shluků, dokládá tabulka 3.

Tab. 3 Shlukování komponentních skóre – ANOVA

(Zdroj: vlastní zpracování v programu SPSS)

komponenta	shluk		chyba		F	p-value
	Mean square	df	Mean square	df		
1 (aktivní rodinný typ)	86,541	5	0,570	993	151,851	0,000
2 (aktivní sportovec)	103,781	5	0,483	993	214,655	0,000
3 (angažovaný kutil)	88,966	5	0,558	993	159,414	0,000
4 (nezávislý, rozhodný)	77,690	5	0,615	993	126,356	0,000
5 (pesimista samotář)	85,144	5	0,577	993	147,481	0,000

Obyvatelé venkova obvykle nepředstavují vyhraněné typy. Detailní analýza jednotlivých shluků a jejich vzájemné srovnání ukázaly, že se od sebe všechny shluky statisticky významně liší ve všech dimenzích. Ve shluku 1 dominují „nezávislí“, rozhodní obyvatelé, neprovozující tradiční domácí práce a neochotní riskovat, tj. lidé, kteří jsou aktivně zaměstnáni, a již jim nezbyvá příliš času na koníčky. S tím do jisté míry koresponduje i slabší vazba na rodinu a rodinné hodnoty.

Shluk 2 představují výhradně lidé „tradiční“- rodinně založení, společenší, se vztahem k půdě a hodnotám, ochotní riskovat. Tyto osoby bychom mohli označit jako „tradiční aktivní venkovany“. Vztah k rodinným hodnotám a ochota riskovat je v tomto shluku nejsilnější.

Shluk 3 tvoří, v porovnání s předcházejícím shlukem, lidé spíše „usedlí“, neochotní riskovat, prorodinní, věnující se domácím pracím a kutilství, tj. spoléhající se sami na sebe. Tento typ obyvatel venkova bychom mohli označit jako „tradiční pasivní venkovany“.

Osoby, jež by bylo možno označit jako „extroverty“ (nerodinné, společenské, do jisté míry netolerantní, ale angažované, ochotné riskovat) pak převažují ve shluku 4. Tento typ venkovana se vyznačuje vysokou mírou individualismu.

Osoby dominující shluku 5 lze označit naopak jako „introverty“ (pesimistické, samotářské kutily s nepříliš velkým zájmem o rodinu a tradiční hodnoty). Poslední shluk lze charakterizovat jako osoby „pasivní až rezignované“. Distribuci jednotlivých typů obyvatel v jednotlivých typech obcí dle výše zmíněné typologie představuje tabulka 4.

Tab. 4 Zastoupení jednotlivých typů obyvatel v obcích podle jejich typologie (%)

(Zdroj: vlastní zpracování v programu SPSS)

typ obce	shluky (obyvatelé)					
	1	2	3	4	5	6
stabilizovaný rozvojový venkov	22,2 (37,3)	9,6 (18,3)	20,4 (29,7)	11,9 (22,2)	13,3 (23,1)	22,6 (28,9)
stabilizovaný stagnující venkov	12,0 (11,2)	15,3 (16,2)	22,7 (18,4)	14,7 (15,3)	17,3 (16,7)	18,0 (12,8)
problémový rekreační venkov	14,8 (21,1)	15,2 (24,6)	12,2 (15,1)	11,7 (18,8)	14,8 (21,8)	31,3 (34,1)
neprofilovaný venkov	11,1 (13,0)	17,5 (23,2)	18,5 (18,9)	17,5 (22,9)	22,8 (27,6)	12,7 (11,4)
suburbánní venkov	17,5 (17,4)	15,6 (17,6)	20,6 (17,8)	18,8 (20,8)	10,6 (10,9)	16,9 (12,8)

Pozn.: První hodnota představuje četnosti v rámci daného typu obce, hodnota v závorce četnost v rámci daného shluku.

Napříč shluky převládá charakteristika venkova jako prostoru, kde jsou lidé více svázáni s místem, kde se narodili, což svědčí o určitém udržování tradic a jiném způsobu života, do kterého se člověk musí narodit, dědí se z generace na generaci a je těžké se ho naučit. Je to záruka kontinuity tradic. Ty typy obcí, ve kterých se projevují určité problémy, se potýkají zároveň s nižší kvalitou lidského a sociálního kapitálu, tj. s vyšším podílem osob příslušejících do shluků 5, resp. 4.

Vysoké procento lidí, kteří rádi rozhodují o svém životě, lze vnímat tak, že na venkově jsou lidé tradičně zvyklí spoléhat se na své schopnosti a rozhodovat o sobě, svém domě a dříve i svém hospodářství. Ve shlucích progresivních, s mladším věkovým průměrem obyvatel, je pak nejen sebedůvěře a rozhodování, ale i aktivita sportovní silnější, než u shluků, kde je starší obyvatelstvo. Nižší sportovní aktivitu lze komentovat tak, že lidé na venkově mají dostatek přirozeného pohybu v práci, dále je to práce kolem domu a zahrady, takže nemají potřebu aktivně sportovat jako lidé ve městě.

5 Závěry

Provedené srovnání potvrzuje, že se „tvrdé“ a „měkké“ faktory rozvoje skutečně navzájem ovlivňují. Rozvojový potenciál venkovských obcí není dán pouze jejich polohou, infrastrukturou, velikostí apod., nýbrž významnou roli

hraje lidský a sociální kapitál, který spočívá v kvalitě, aktivitě a životaschopnosti místního obyvatelstva. Rozvojové strategie venkovského prostoru je tedy třeba navrhovat tak, aby byly obě skupiny faktorů v souladu, s cílem vzájemné synergie. Samotné tvrdé lokalizační faktory bez podpory rozvoje měkkých faktorů nemají žádoucí účinek.

Každý region, každá obec, každý aktér rozvoje si tak musí jasně definovat, jaký typ rozvoje předpokládá, k jakému typu rozvoje směřuje. V poslední době jsou v tomto ohledu propagovány zejména endogenní přístupy založené na iniciaci aktivity, místního společenství, komunity; přístupy, které vycházejí z místních zdrojů a místních podmínek; přístupy založené na využití inovativních přístupů, které podporují kreativitu - přístupy BOTTOM – UP; přístupy, které zvyšují kvalitu života v obci a nastavují nový standard života. Typickým příkladem je využití Programu LEADER¹ či metoda CLLD².

6 Literatura

CLIFF, N.: Orthogonal rotation to congruence. In: Psychometrika, 1996, 31, pp. 33-42.

DE LEEUW, J.; YOUNG, F. W.; TAKANE, Y.: Additive structure in qualitative data: An alternating least squares method with optimal scaling features. In: Psychometrika, 1976, 41, pp. 471-503.

GIDDENS, A.: The Constitution of Society: Outline of the Theory of Structuration. Cambridge: Polity Press, 1984, 417 p., ISBN: 978-05-2005-728-9.

GRANOVETTER, M., S.: The Strength of Weak Ties. In: American Journal of Sociology, 1973, 78, pp.1360-1380.

HAMPL, M.: Realita, společnost a geografická organizace: hledání integrálního řádu. Praha: DemoArt, Praha, 1998, 110 s., ISBN 80-902154-7-5.

HAVLÍČEK, T.: Regionální diferenciacie lidského a sociálního kapitálu ve venkovských periferních oblastech Česka. In: Agrární perspektivy XVI. Evropské trendy v rozvoji zemědělství a venkova. Sborník prací z mezinárodní vědecké konference, ČZU, Praha, 2007, s. 861-871.

¹ LEADER je zkratka z francouzského Liaison entre les actions economic rural (propojování akcí hospodářského rozvoje venkova neboli propojení aktivit pro rozvoj ekonomiky venkova). Po zkušenostech od roku 1991 je považován za nejefektivnější nástroj podpory venkova. Dnes je realizován na většině území evropského venkova. Je založen na místním partnerství, na jednotné místní rozvojové strategii, má výrazně decentralizované řízení i financování (sami zástupci místních organizací si určují, na které aktivity se zaměří). Program je v podstatě otevřená metoda k rozvoji regionu.

² CLLD - komunitně vedený místní rozvoj - nástroj politiky soudržnosti na období 2014 – 2020 pro místní rozvoj a rozvoj venkovských, městských a příměstských oblastí. Jde o specifický nástroj určený k využití na subregionální úrovni, jenž doplňuje další prostředky podpory rozvoje na místní úrovni. CLLD je schopen aktivovat a zapojovat místní komunity a organizace tak, aby přispívaly k inteligentnímu a udržitelnému růstu podporujícím začlenění.

- KLUFOVÁ R.: Current Delimitation and Typology of the Czech Countryside and its Importance for Rural Development. In: Eastern European Countryside, 2016, 22, pp. 229 -251.
- LANDAU, S., EVERITT, B., S.: A Handbook of Statistical Analyses using SPSS. Boca Raton: Chapman&Hall/CRC, 339 pp., ISBN 1-58488-369-3.
- LINTING, M. et al. (2007). Psychological Methods, 12 (3), pp. 336-358.
- MEULMAN, J. J. - HEISER, W. J. (1993). PASW Categories 18. Chicago: SPSS Inc., pp. 28-39.
- PECÁKOVÁ, I.: Problém chybějících dat v dotazníkových šetřeních. In: Acta Oeconomica Pragensia, 2014, 22 (6), pp. 66 – 78.
- PERLÍN, R., KUČEROVÁ, S., KUČERA, Z.: *Typologie venkovského prostoru Česka*. In: Geografie, 2010, 115 (2), s. 161–187.
- PISSELI, F.: *Capitale sociale: un concetto situazionale e dinamico*. In: Stato e Mercato, 1999, 57, pp. 395-417.
- PUTNAM, R.: *Making Democracy Work: civic tradition in modern Italy*. Princeton: Princeton University Press, 1993, 280 p., ISBN 1-400809-789.
- PUTNAM, R.: *Social Capital. Measurement and Consequences*. In: ISUMA – Canadian Journal of Policy Research, Social Capital, 2001, 2 (1), 41-51.
- ŘEZANKOVÁ, H.: Analýza dat z dotazníkových šetření. Praha: Professional Publishing, 2010, 217 s., ISBN 978-80-7431-019-5.
- SOBÍŠEK, L., ŘEZANKOVÁ, H.: Srovnání metod pro redukci dimenzionality aplikovaných na ordinální proměnné. In: Acta Oeconomica Pragensia, 2011, 19 (1), pp. 3 – 19.
- ŠULC, Z., ŘEZANKOVÁ, H.: Dimensionality Reduction of Categorical Data: Comparison of HCA and CATPCA Approaches. In: Jindřichův Hradec: Applications of Mathematics and Statistics in Economics, International Scientific Conference, 2015, [Available at/Dostupné na: http://amse2015.cz/doc/Sulc_Rezankova.pdf]

Vplyv voľby orientácie DEA modelov na hodnotenie technickej efektívnosti slovenských komerčných bánk

The influence of the choice of the DEA model orientation on the evaluation of technical efficiency of Slovak commercial banks

Zuzana Piklová

Ekonomická fakulta, Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici, Tajovského 10, 975 90 Banská Bystrica

Faculty of Economics, Matej Bel University in Banská Bystrica, Tajovského 10, 975 90 Banská Bystrica

zuzana.piklova@gmail.com

Abstrakt: Cieľom príspevku je na základe vykonaného empirického výskumu posúdiť, či vstupne orientované, výstupne orientované a neorientované modely obalovej analýzy dát (DEA) sú kompatibilné v náhlade na technickú efektívnosť jednotlivých komerčných bánk so zameraním na slovenský bankový sektor. Príspevok vychádza z empirického výskumu uskutočneného nad dátami ročnej frekvencie z výročných správ a individuálnych účtovných záznamov komerčných bánk slovenského bankového sektora v rokoch 2005 – 2015. Výsledky výskumu ukazujú, že keď sa pre hodnotenie technickej efektívnosti komerčných bánk použijú DEA modely s rovnakou orientáciou, môžeme získať veľmi podobné skóre technickej efektívnosti, naopak pri voľbe DEA modelov odlišných orientácií sa pohľad na skóre technickej efektívnosti výrazne zmení.

Abstract: The aim of the paper is based on the empirical research to assess whether the input-oriented, output-oriented and non-oriented models of data envelopment analysis (DEA) are compatible with the preview of the technical efficiency of each commercial bank focusing on the Slovak banking sector. The empirical research is based on the data of the annual rate of annual reports and the individual financial statements of commercial banks in the Slovak banking sector in the years 2005 – 2015. Research results show that when DEA models with the same orientation are used to assess the technical efficiency of commercial banks, we obtain a very similar technical efficiency score. On the contrary, when looking for DEA models of different orientations, the view of technical efficiency scores changes significantly.

Kľúčové slová: Technická efektívnosť, obalová analýza dát, produkčný prístup, sprostredkovateľský prístup, orientácia DEA modelu.

Key words: Technical efficiency, Data envelopment analysis, Production approach, Intermediation approach, Orientation of DEA model.

1 Úvod

Slovenský bankový sektor je dlhodobu stabilný z hľadiska počtu subjektov. Aktuálne (november 2017) je jeho súčasťou 12 komerčných bánk a 14 pobočiek zahraničných bánk, pričom ani jeden z týchto subjektov nemá dominantné postavenie. Na základe empirického výskumu Boďa (2014, s. 73) konštatuje, že trhová štruktúra slovenského bankového sektora nesie znaky monopolistickej

konkurencie. Ide teda o pomerne vysoko konkurenčný sektor, preto je pre príslušné subjekty podstatné hodnotiť, ako je ich podnikanie efektívne vzhľadom ku konkurencii.

V posledných rokoch rastie počet štúdií zameraných čisto na hodnotenie technickej či ekonomickej efektívnosti komerčných bánk. Posúdenie efektívnosti z empirického hľadiska je založené na dvoch hlavných prístupoch, parametrickom (ekonometrickom) a neparametrickom prístupe (Kočišová, 2013a, s. 912). Parametrický prístup sa používa na meranie ekonomickej efektívnosti a je reprezentovaný najmä tromi metódami, pre ktorých názvy doposiaľ neexistujú vžitú slovenské ekvivalenty. Medzi tieto metódy patria: *stochastic frontier approach* (SFA), metóda *thick frontier analysis* (TFA) a metóda *distribution free approach* (DFA). Uvedené parametrické metódy majú stochastickú povahu, tzn. obsahujú aspoň jednu náhodnú zložku. Neparametrický prístup, ktorý sa využíva na meranie technickej efektívnosti¹ zastupuje predovšetkým *obalová analýza dát* (DEA: data envelopment analysis) a metóda *free disposal hull* (FDH). Predovšetkým obalová analýza dát sa na meranie technickej efektívnosti produkčného procesu v rámci finančných inštitúcií začala využívať v poslednom období pomerne často. Stále však absentujú štúdie porovnávajúce výsledné skóre technickej efektívnosti dosiahnuté odlišnými DEA modelmi.

Cieľom príspevku je prostredníctvom korelačnej analýzy a metódy viacrozmerného škálovania posúdiť, či má voľba orientácie DEA modelu vplyv na hodnotenie technickej efektívnosti komerčných bánk so zameraním na slovenský bankový sektor v priebehu rokov 2005 – 2015. Pri použití korelačnej analýzy je hodnotenie založené na Pearsonových korelačných koeficientoch merajúcich podobnosť medzi vypočítanými hodnotami skóre technickej efektívnosti získanými jednotlivými DEA modelmi. Na druhej strane, využitím metódy viacrozmerného škálovania sa vzťah medzi DEA modelmi a hodnotami skóre technickej efektívnosti, ktoré sa týmito modelmi získa, zobrazí graficky pomocou škálovacích máp.

Zvyšok príspevku je rozdelený do troch častí. Druhá časť poskytuje stručný prehľad a charakteristiku DEA modelov, využitých v empirickej štúdii. Tretia časť zobrazuje východiská štúdie a dosiahnuté výsledky. Štvrtá posledná časť príspevku obsahuje závery vykonaného empirického výskumu.

2 DEA modely

Modely obalovej analýzy dát, ktorými možno stanoviť skóre technickej efektívnosti produkčných jednotiek (v tomto prípade komerčných bánk

¹ Technická efektívnosť odráža schopnosť produkčnej jednotky získať maximálny výstup pri minimálnej spotrebe či použití súboru vstupov.

slovenského bankového sektora), možno posudzovať z dvoch základných hľadísk nasledovne:

1. z hľadiska orientácie modelov (vstupne orientované modely, výstupne orientované modely, neorientované modely),
2. z hľadiska formy (ne)efektívnosti, ktorú sú svojou mierou efektívnosti schopné obsiahnuť (radiálne modely, neradiálne modely).

Vstupne orientovaný model je zameraný na minimalizáciu vstupov, kedy sa (ne)radiálne skracujú vstupy pri nezmenenej hodnote výstupov. Tento model volíme, keď výstupy sú mimo kontrolu produkčnej jednotky (napr. sú predpísané alebo exogénne dané) a produkčná jednotka môže efektívne ovplyvňovať iba vstupy svojho produkčného procesu. Naopak výstupne orientovaný model je zameraný na maximalizáciu výstupov, keď nie je možné ovplyvňovať úroveň vstupov.

Z druhého hľadiska rozlišujeme DEA modely na radiálne a neradiálne, pričom v prípade radiálnych modelov dosiahne neefektívna produkčná jednotka Debreuovu-Farrellovu technickú efektívnosť, resp. slabú formu technickej efektívnosti proporcionálnym znížením vstupov a/alebo proporcionálnym zvýšením výstupov. Naopak pre neradiálne DEA modely je charakteristické, že neefektívna produkčná jednotka dosiahne Paretovu-Koopmansovu² technickú efektívnosť, resp. silnú formu technickej efektívnosti neproporcionálnym znížením vstupov a/alebo neproporcionálnym zvýšením výstupov.

V rámci empirickej štúdie sa pri aplikácii modelov nevyužil idealizujúci predpoklad konštantných výnosov z rozsahu, ale sa uplatnili variabilné výnosy z rozsahu (pri BCC a SBM modeloch) alebo efektívnosť bola odvodzovaná od konkrétne napozorovaných aktivít (pri FDH modeloch).

Metóda obalovej analýzy dát je pomerne dostupná metodológia, preto detailnejšia prezentácia používaných DEA modelov je prenechaná odkazovaným dielam.

BCC model

V roku 1984 Banker et al. (1984) rozšírili základný DEA model pri konštantných výnosoch z rozsahu o model s variabilnými výnosmi z rozsahu, známy pod skratkou BCC utvorenou ako akronym priezvisk jeho autorov. Z hľadiska formy technickej (ne)efektívnosti, ktorú je svojou mierou efektívnosti schopný obsiahnuť, sa BCC model zaraďuje medzi radiálne DEA modely. Z hľadiska orientácie rozlišujeme vstupne a výstupne orientovaný BCC model.

² Technická efektívnosť v zmysle Pareta a Koopmansa dosiahnutá len vtedy, keď nie je možné zlepšiť jeden vstupný alebo výstupný faktor, bez nutnosti zhoršenia druhého vstupného alebo výstupného faktora (Koopmans, 1951, s. 60)

Cooper et al. (2007, s. 97) zdôrazňujú, že BCC model má dve významné vlastnosti. Prvou vlastnosťou je translačná invariantnosť. Druhou vlastnosťou je škálovacia invariancia. Na výsledné skóre technickej efektívnosti nemá teda vplyv, aké merné jednotky pri vstupoch a výstupoch použijeme. Hodnota skóre sa nezmení, avšak zmení sa hodnota sklzov.

SBM model

Pri aplikácii BCC modelu je nutné zvoliť si orientáciu, tzn., rozhodnúť sa, či produkčná jednotka je schopná výlučne minimalizovať vstupy, resp. bude maximalizovať iba svoje výstupy. V praxi je to zvyčajne veľmi ťažké rozhodnutie, preto východiskom môže byť použitie SBM modelu, ktorý môže pracovať súčasne so zmenou vstupov aj výstupov. V tomto prípade hovoríme o neorientovanom SBM modeli. Podobne ako pri BCC modeli existuje i variant vstupne orientovaného či výstupne orientovaného SBM modelu. SBM model sa zaraďuje medzi neradiálne DEA modely, tzn., že neefektívna produkčná jednotka dosiahne Paretovu-Koopmansovu technickú efektívnosť neproporcionálnym znížením vstupov a/alebo neproporcionálnym zvýšením výstupov. SBM model sformuloval Tone (2001). Názov modelu predstavuje skratku hlavnej myšlienky modelu a znamená miera založená na sklzoch (SBM: slacks-based measure). Ide o model odvodzujúci technickú efektívnosť od veľkosti sklzov vstupov a/alebo výstupov (v závislosti od zvolenej orientácie).

Autor SBM modelu Tone (2001, s. 499; 2016, s. 49) sumarizuje základné vlastnosti SBM modelu:

1. Model je škálovo invariantný vzhľadom na použité merné jednotky.
2. Optimálne riešenie SBM modelu monotónne klesá nárastom každého sklzu vo vstupoch aj výstupoch.

Ak SBM model porovnáme s BCC modelom, zistíme, že oba modely sú škálovo invariantné a dá sa dokázať, že produkčná jednotka je SBM efektívna (pri variabilných výnosoch z rozsahu) vtedy a len vtedy, keď je BCC efektívna (Tone, 2001, s. 502). BCC model je navyše translačne invariantný.

FDH model

Tretím posledným uvažovaným modelom je FDH model. Ako BCC a SBM model, tak aj FDH model patrí (s možnou polemikou) do skupiny DEA modelov, líši sa však v matematickej formulácii, keďže sa zakladá na diskretnej úlohe matematického programovania. Model FDH je pomerne nový, podobne ako BCC model, sa jeho vznik datuje do 80. rokov 20. storočia, kedy bol prvýkrát sformulovaný Deprinsom et al. (1984). Metodológia FDH bola neskôršie rozšírená Tulkensom (1993) a použitá aj v oblasti bankovníctva. Za základnú myšlienku autori modelu FDH považujú nekonvexnosť množiny produkčných

možností, čiže produkčná jednotka môže byť porovnávaná iba so skutočne existujúcimi produkčnými jednotkami, nie ich konvexnými kombináciami ako v prípade modelov BCC a SBM. Ako uvádzajú Jablonský a Dlouhý (2004, s. 109), výhoda FDH je i v tom, že model nie je obmedzený žiadnymi predpokladmi ohľadom charakteru výnosov z rozsahu.

Z hľadiska orientácie modelov rozlišujeme vstupne a výstupne orientované FDH modely. Keďže FDH model porovnáva neefektívne produkčné jednotky len s existujúcimi plne efektívnymi produkčnými jednotkami, tak hodnotenie technickej efektívnosti produkčných jednotiek v modeli FDH je vyššie než pri modeloch BCC a SBM.

3 Metodológia a výsledky

Dátový súbor bol z hľadiska analyzovaných organizačných jednotiek v rámci sledovaného obdobia rôznorodý a pokrýval obdobie rokov 2005 – 2015. V závislosti od roku zahrňoval 16 až 26 organizačných jednotiek slovenského bankového sektora. Išlo o komerčné banky, pobočky zahraničných bánk pôsobiace v Slovenskej republike či špeciálne finančné inštitúcie (Exportno-importná banka SR), ktoré v celkovom súčte pokrývajú väčšinu bankovej štruktúry Slovenskej republiky (aspoň 90 % bankových aktív). Dáta niektorých, najmä z hľadiska veľkosti aktív, najväčších bankových subjektov Slovenskej republiky (napr. Slovenská sporiteľňa, Všeobecná úverová banka či Tatra banka) boli dostupné v rámci celého sledovaného obdobia, každoročne, čiže v dátovom súbore mali zastúpenie v maximálnom počte 11-krát. Napríklad Slovenská sporiteľňa tak mala v analyzovanom dátovom súbore maximálne zastúpenie v podobe 11-tich bankorokov. V rámci sledovaného obdobia 11 rokov tak vznikol jeden dátový súbor pozostávajúci celkovo z 241 organizačných jednotiek slovenského bankového sektora (241 bankorokov). Podobný postup zlučovania viacerých bankorokov aplikovali napr. Boďa (2017) či Boďa a Zimková (2015). Získané dáta boli kompilované z dvoch zdrojov, pričom na získanie údajov za roky 2005 – 2012 bola využitá databáza poskytnutá priamo spoločnosťou News and Media Holding, a. s., Bratislava, a údaje za roky 2013 – 2015 boli čerpané z ročných účtovných závierok zostavených podľa IAS / IFRS analyzovanými produkčnými jednotkami slovenského bankového sektora.

Pre takto vzniknutý dátový súbor boli odhadované hodnoty technickej efektívnosti vždy príslušným DEA modelom pre príslušnú kombináciu vstupných a výstupných produkčných premenných.

Voľba vstupných a výstupných produkčných premenných bola prispôbená dvom najpoužívanejším teoretickým konceptom, ktorými sa vysvetľuje podnikateľské správanie sa komerčnej banky, a to produkčnému prístupu a sprostredkovateľskému prístupu.

Nakoľko sú komerčné banky v produkčnom prístupe vnímané ako poskytovateľ komplexných služieb zákazníkom, na stranu vstupov boli zaradené produkčné premenné ako priemerný počet zamestnancov (EM), počet pobočiek (OF) a fixné aktíva (AS) vo forme budov a technického vybavenia. Klienti prijímajú poskytované služby, ktoré zhodnocujú ich voľné finančné prostriedky (depozitá), resp. im poskytujú potrebné finančné prostriedky (úvery). V rámci produkčného prístupu boli preto depozitá (D) a úvery (L) zaradené na stranu výstupov.

Sprostredkovateľský prístup vníma komerčné banky ako finančného sprostredkovateľa, čiže inštitúciu, ktorá presúva voľné finančné prostriedky, napr. depozitá (vstupy) ekonomickým jednotkám, ktoré ich majú nedostatok, a to vo forme úverov (výstupy). Na stranu vstupov bolo okrem depozít (D) zaradené i vlastné imanie (EQ), ktoré môžu banky tiež považovať do určitej miery ako svoje voľné finančné prostriedky (pozri polemiku u Bergera a Mestera, 1997, s. 910), hmotný a nehmotný majetok (AS), či počet zamestnancov (EM), ktorí sú potrební na zabezpečenie presunu finančných prostriedkov. Na stranu výstupov bol zaradený objem úverov (L). Hodnoty produkčných premenných AS, OF, D, EQ, L boli stanovené k ročnému súvahovému dňu, zatiaľ čo počet zamestnancov (EM) bol vyjadrený ako celoročný priemer.

Aby sa čo najlepšie zistilo, ako voľba orientácie DEA modelu ovplyvňuje hodnotenie technickej efektívnosti v prípade slovenských komerčných bánk, boli vytvorené všetky možné kombinácie vstupov a výstupov variované so siedmimi DEA modelmi diferencovanými podľa typu orientácie. Prehľad týchto kombinácií v rámci vybraných teoretických prístupov je uvedený v tabuľke 1.

Tab. 1 Kombinácie vstupov a výstupov (Zdroj: vlastné spracovanie)

Produkčný prístup			Sprostredkovateľský prístup	
AS_D	OF_L+D	EM+AS_L+D	EM_L	EQ_L
AS_L	AS+OF_D	EM+OF_L+D	D_L	AS_L
EM_D	AS+OF_L	EM+AS+OF_D	D+AS_L	AS+EQ_L
EM_L	EM+AS_D	EM+AS+OF_L	D+EM_L	AS+EM_L
OF_D	EM+AS_L	EM+AS+OF_L+D	D+EQ_L	EQ+EM_L
OF_L	EM+OF_D		D+AS+EM_L	D+AS+EQ_L
AS_L+D	EM+OF_L		AS+EQ+EM_L	D+AS+EQ+EM_L
EM_L+D	AS+OF_L+D		D+EQ+EM_L	

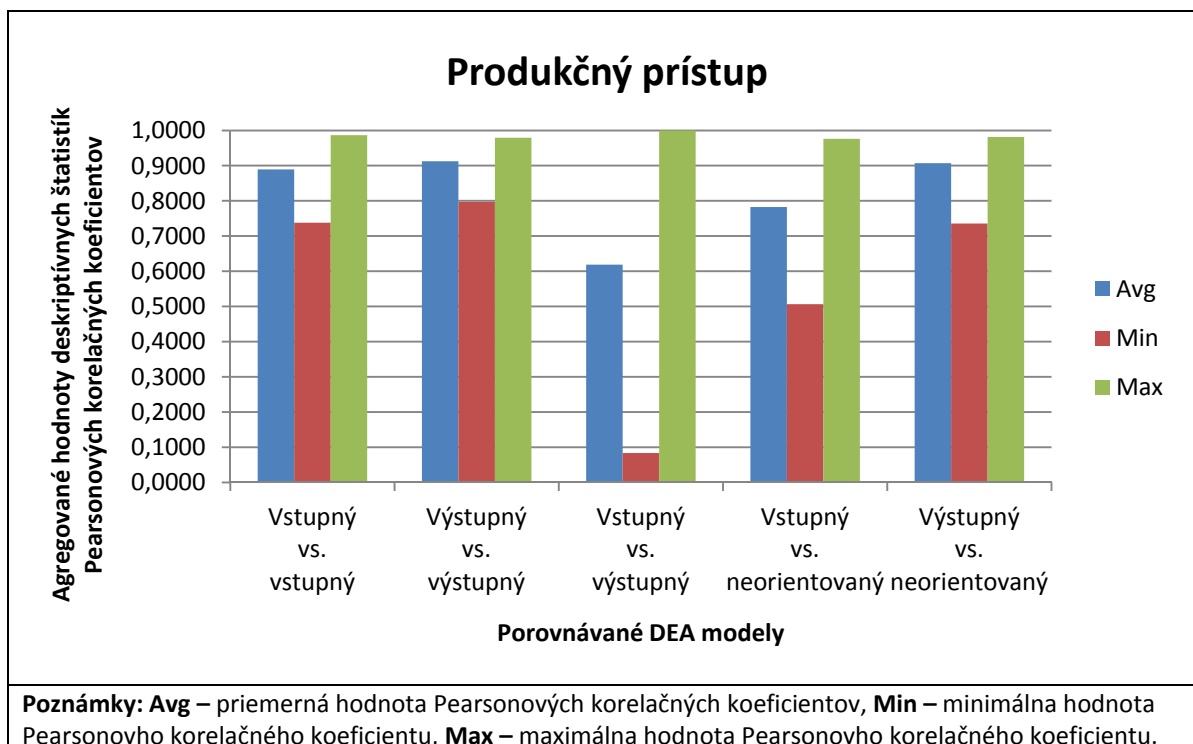
Ako môžeme vidieť v tabuľke 1, jednotlivé kombinácie vstupov a výstupov sú označované tak, že naľavo od podčiarkovníka je uvedená kombinácia vstupov a napravo je kombinácia výstupov.

Vzhľadom na otázku, ktorú empirická štúdia sleduje, bola technická efektívnosť slovenských komerčných bánk meraná prostredníctvom až siedmich neparametrických modelov vylučujúcich konštantné výnosy z rozsahu (pre dôvody pozri napr. Vincová, 2006, s. 441). Okrem toho použitím jednotlivých DEA modelov bolo na základe štandardnej identifikačnej procedúry Seiforda a Zhua (1999, s. 5-7) zistené, že slovenské komerčné banky operujú prevažne pri variabilných výnosoch z rozsahu. Na základe uvedených skutočností je možné tvrdiť, že predpoklad variabilných výnosov z rozsahu bol opodstatnený.

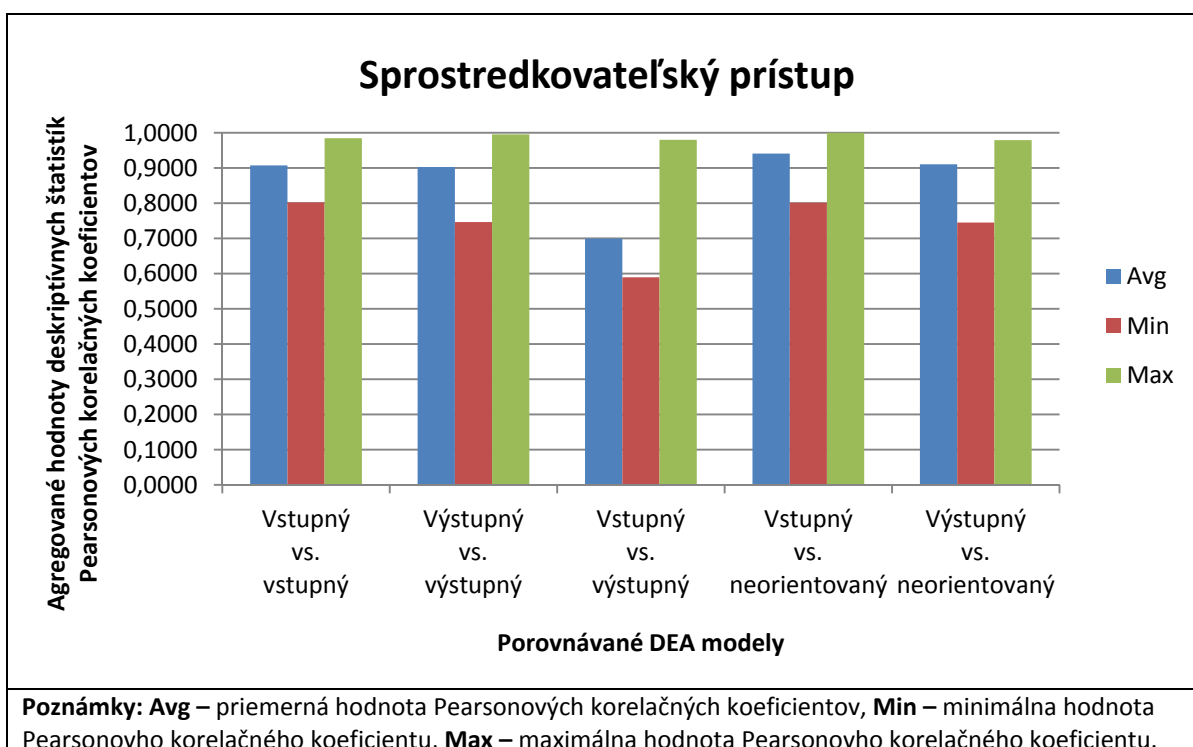
Z hľadiska formy (ne)efektívnosti, ktorú sú svojou mierou efektívnosti schopné obsiahnuť, boli použité radiálne modely BCC, FDH a neradiálny SBM model. Modely BCC a SBM sa pomerne často používajú na hodnotenie technickej efektívnosti slovenských komerčných bánk (napr. Boďa a Zimková (2015), Palečková (2015)) preto nad rámec tejto konvencie boli použité aj FDH modely, ktoré sa doteraz nevyužili na hodnotenie technickej efektívnosti v prípade slovenských komerčných bánk. Pre všetky tri typy modelov sa uvažovalo o všetkých možných spôsoboch orientácie, ktoré môžu príslušné modely využívať, tak, aby sa pokrylo čo najviac možností, ako sa pozerať na technickú (ne)efektívnosť. Celkovo bolo použitých sedem modelov vstupnej orientácie (I), výstupnej orientácie (O) a bez orientácie (N): BCC-I, BCC-O, FDH-I, FDH-O, SBM-I, SBM-O a SBM-N. V rámci produkčného prístupu sa tak použilo $7 \times 21 = 147$ konfigurácií a v rámci sprostredkovateľského prístupu sa použilo $7 \times 15 = 105$ konfigurácií. V rámci každej konfigurácie bolo pomocou DEA Solvera ProTM verzie 12.0 určené skóre technickej efektívnosti 241 bankorokov, medzi ktorými sa určovala závislosť prostredníctvom Pearsonových korelačných koeficientov. Na spracovanie dát a na ich analýzu boli využité vlastné skripty napísané v programe R verzia 3.2.2 (R Core Team, 2013).

Empirickou štúdiou sa sledovalo, ako vplýva na skóre technickej efektívnosti slovenských komerčných bánk voľba orientácie DEA modelu. Pre lepšiu vypovedateľnosť výsledkov bol tento vplyv izolovaný pre každú kombináciu vstupov a výstupov a zároveň pre oba zvolené teoretické prístupy.

Hodnotenie bolo založené na Pearsonových korelačných koeficientoch merajúcich podobnosť medzi vypočítanými hodnotami skóre technickej efektívnosti získanými jednotlivými DEA modelmi. Pearsonove korelačné koeficienty boli charakterizované deskriptívnymi štatistikami, ktorými sa sledovalo rozpätie hodnôt korelačných koeficientov, ich priemerná úroveň a variabilita. Hodnoty deskriptívnych štatistik Pearsonových korelačných koeficientov sú vyhodnocované agregovane za všetky konfigurácie jednotlivých prístupov, pričom ich hodnoty sú pre produkčný prístup zobrazené na grafe 1 a pre sprostredkovateľský prístup na grafe 2.



Graf 1 Agregované hodnoty deskriptívnych štatistík Pearsonových korelačných koeficientov v rámci produkčného prístupu (Zdroj: vlastné spracovanie)



Graf 2 Agregované hodnoty deskriptívnych štatistík Pearsonových korelačných koeficientov v rámci sprostredkovateľského prístupu (Zdroj: vlastné spracovanie)

Pri porovnávaní skóre technickej efektívnosti vstupne orientovaných modelov (BCC-I, FDH-I, SBM-I) sa zistilo, že korelačné koeficienty ukazujú na pomerne vysokú zhodu ako v produkčnom, tak i v sprostredkovateľskom prístupe. Pre oba prístupy sú maximálne hodnoty korelačných koeficientov rovné takmer 1, minimálna a priemerné hodnoty korelačných koeficientov sa pohybujú v úrovni dosahovania silnej korelácie (nad 0,7), zároveň štandardné odchýlky variujú iba v intervale [0,006; 0,093] potvrdili nízku variabilitu hodnôt korelačných koeficientov. Na základe týchto zistení dôjdeme k záveru, že pri voľbe odlišných vstupne orientovaných modelov nezískame výrazne odlišné výsledky v meraní technickej efektívnosti.

Identickému skúmaniu sa podrobili aj výstupne orientované modely (BCC-O, SBM-O, FDH-O) a pri sumarizácii výsledkov bola použitá rovnaká metodika. Ako môžeme vidieť na grafoch 1 a 2 tak minimálne hodnoty korelačných koeficientov sa pri všetkých kombináciách vstupov a výstupov pohybovali v pásme silnej korelácie (nad 0,7). Maximálne hodnoty korelačných koeficientov sa blížili k 1, hodnoty silnej korelácie 0,7 dosahuje i priemer korelačných koeficientov a s prihliadnutím na pomerne nízke smerodajné odchýlky (menšie ako 0,09) je možné vyvodiť záver, že voľba odlišného výstupne orientovaného DEA modelu nemá výrazný vplyv na vypočítané hodnoty skóre technickej efektívnosti.

Vidíme, že výsledky získané DEA modelmi rovnakej orientácie sú veľmi podobné, ale ešte stále je tu otázka podobnosti ohľadom skóre technickej efektívnosti pri využití odlišne orientovaných DEA modelov.

Pri porovnaní skóre technickej efektívnosti získanej vstupne orientovanými a výstupne orientovanými DEA modelmi hodnoty deskriptívnych štatistík Pearsonových korelačných koeficientov dokazujú, že nájdeme také dvojice modelov, kedy dochádza k dosť výrazne odlišnému hodnoteniu technickej efektívnosti slovenských komerčných bánk. Táto odlišnosť sa výraznejšie prejavuje pri produkčnom prístupe, kedy hodnoty minimálnych dosahujú úroveň menšiu ako 0,1 (napr. v prípade kombinácie OF_L). Na druhej strane, pri niektorých kombináciách vstupov a výstupov sa hodnoty maximálnych rovnali takmer 1, nájdeme teda aj také dvojice odlišne orientovaných DEA modelov, ktoré nespôsobujú zmenu vo vyhodnocovaní technickej efektívnosti. V niektorých kombináciách vstupov a výstupov dochádzalo k výraznejším odlišnostiam v hodnotení technickej efektívnosti, inokedy bol rozdiel v použitých modeloch menej badateľný. Deskriptívne štatistiky korelačných koeficientov vyhodnocované agregovane za všetky konfigurácie jednotlivých prístupov však výrazne naznačujú, že voľba orientácie modelov vplýva na výsledné skóre technickej efektívnosti. Toto konštatovanie podporuje najmä hodnota agregovaného priemeru Pearsonových korelačných koeficientov, ktorá

dosahuje úroveň stredne silnej korelácie ako v rámci sprostredkovateľského prístupu (0,69) tak i v rámci produkčného prístupu, kde je hodnota agregovaného priemeru ešte nižšia, a to na úrovni 0,61.

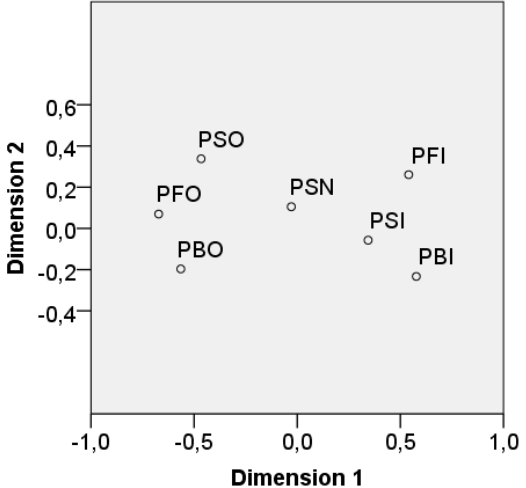
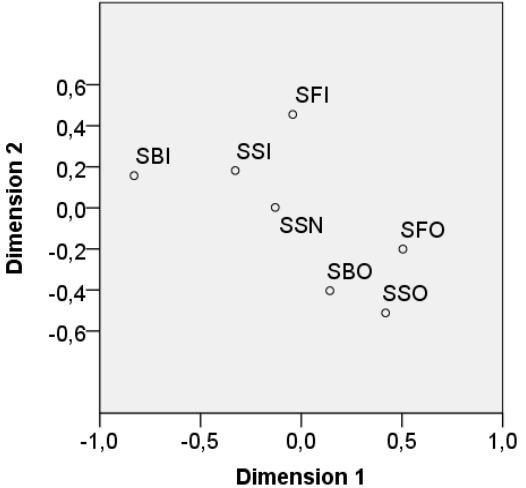
Graficky vypovedateľnejším zobrazením (ne)existencie vzťahov medzi dosahovanými skóre technickej efektívnosti získanými použitím rôznych (ne)orientovaných DEA modelov je škálovacia mapa, ktorá je názorným výstupom metódy viacrozmerného škálovania. Jednotlivé vzdialenosti v škálovacej mape znázorňujú existenciu vzťahov identifikovaných medzi skúmanými objektmi. Pre každú kombináciu vstupných a výstupných premenných jednotlivých teoretických prístupov bankovej produkcie bola zostrojená škálovacia mapa osobitne. Tabuľka 2 zobrazuje zostrojené škálovacie mapy zobrazujúce vzťah medzi jednotlivými DEA modelmi a hodnotami skóre technickej efektívnosti, ktoré boli týmito DEA modelmi získané. V rámci každého teoretického prístupu je zobrazená jedna škálovacia mapa pre danú kombináciu vstupov a výstupov, ktorej súčasťou je i ukazovateľ Stress-I počítaný podľa definičného tvaru Kruskala (1964, s. 9), ktorého hodnota poukazuje na skutočnosť, či sú výsledky viacrozmerného škálovania dobré, alebo slabé. Objekty škálovacej mapy sú pre lepšiu prehľadnosť kódované v znakovom reťazci skladajúcom sa z 3 písmen (označenie prístupu: P – produkčný, S – sprostredkovateľský; modelu: B – BCC model, F – FDH model, S – SBM model; orientácie: I – vstupná, O – výstupná, N – bez orientácie). Napríklad označenie "PBI" sa vzťahuje na produkčný prístup (P), BCC model (B) a vstupnú orientáciu (I).

Pri väčšine kombinácií vstupných a výstupných produkčných premenných sa na vzniknutých škálovacích mapách dali identifikovať dve skupiny objektov podobne ako môžeme vidieť na škálovacích mapách nachádzajúcich sa v tabuľke 2. Jedna skupina (PFI, PSI, PBI) je tvorená vstupne orientovanými DEA modelmi, naopak druhá skupina (PFO, PSO, PBO) pozostáva z výstupne orientovaných DEA modelov, ktorých použitím sa získalo výrazne podobné skóre technickej efektívnosti slovenských komerčných bánk. Hodnoty ukazovateľa Stress-I sú na úrovni zodpovedajúcej dobrej, resp. slušnej kvalite škálovania, čo hovorí o dobrej vypovedateľnosti výsledkov viacrozmerného škálovania.

Z dôvodu úspornosti nie je možné prezentovať detailne všetky výstupy, ale v kontexte tejto štúdie analýza viacrozmerným škálovaním preukazuje, že keď sa pre hodnotenie technickej efektívnosti komerčných bánk použijú DEA modely s rovnakou orientáciou, získame veľmi podobné skóre technickej efektívnosti, naopak pri voľbe DEA modelov odlišných orientácií sa pohľad na skóre technickej efektívnosti výrazne zmení bez ohľadu na voľbu produkčných premenných. Vzhľadom na odlišnú vecnú podstatu odlišne orientovaných DEA

modelov tento výsledok nie je prekvapujúci. Pri hodnotení technickej efektívnosti komerčných bánk sa autori bežne nevedia rozhodnúť medzi voľbou produkčných premenných a zároveň ich zaradením medzi vstupy a výstupy (Banerjee, 2012). Je medzitým rozdiel a preto treba nad tým veľmi pozorne premýšľať a pred samotným hodnotením technickej efektívnosti komerčných bánk je dobré zamyslieť sa, či chcú komerčné banky produkčné premenné maximalizovať, resp. minimalizovať. Tento poznatok následne ovplyvní aj faktor voľby orientácie DEA modelu vplyvajúci na skóre technickej efektívnosti.

Tab. 2 Škálovacie mapy skóre technickej efektívnosti a použitých DEA modelov
(Zdroj: vlastné spracovanie)

Produkčný prístup	Sprostredkovateľský prístup
Kombinácia vstupov a výstupov: AS+OF_D	Kombinácia vstupov a výstupov: D+EM+AS_L
	
Stress-I 0,04075	Stress-I 0,05353
Stupnica škálovania podľa Kruskala (1964)	
Stress-I	Kvalita škálovania
0,200	zlá
0,100	slušná
0,050	dobrá
0,025	excelentná
0,000	perfektná

V prípade orientovaných DEA modelov analytik vyhodnocuje efektívnosť produkčných jednotiek z pohľadu dosahovanej technickej efektívnosti len jednostranne. Ak je však možné ovplyvňovať úroveň vstupov i výstupov súčasne je vhodnejšie na hodnotenie technickej efektívnosti využiť neorientované DEA modely, ktoré môžu pracovať súčasne so zmenou vstupov aj výstupov.

Ako vidíme na grafoch 1 a 2 tak v porovnaní s orientovanými BCC a FDH modelmi sa použitím neorientovaného SBM modelu dosahovalo výrazne

podobné skóre technickej efektívnosti. Potvrdzujú to najmä vysoké agregované hodnoty aritmetického priemeru Pearsonových korelačných koeficientov, pričom v sprostredkovateľskom prístupe je podobnosť v dosahovanom skóre technickej efektívnosti výraznejšia než pri produkčnom prístupe. K výraznejšie odlišným hodnotám korelačných koeficientov dochádzalo jedine pri porovnaní výsledkov skóre technickej efektívnosti dosiahnutého neorientovaným SBM modelom a vstupne orientovanými DEA modelmi v rámci produkčného prístupu. Tento jav nastal však len pri niekoľkých konfiguráciách vstupov a výstupov produkčného prístupu, konkrétne pri tých ktoré obsahovali produkčnú premennú počet pobočiek (OF). Odlišnosť v dosahovanom skóre technickej efektívnosti použitím vstupne orientovaných DEA modelov naproti neorientovanému SBM modelu v rámci produkčného prístupu bola ovplyvnená skôr nevhodnou voľbou produkčnej premennej než voľbou DEA modelu vzhľadom na jeho (ne)orientáciu.

4 Záver

Pri vyhodnocovaní technickej efektívnosti komerčnej banky je podstatné si uvedomiť, či je cieľom komerčnej banky minimalizácia vstupných premenných, maximalizácia výstupných premenných, resp. obe optimalizácie naraz. Je to dôležité preto, aby sme vedeli zvoliť orientáciu DEA modelu pri hodnotení technickej efektívnosti. Empirickou štúdiou sa zisťovalo, či použitím vstupne orientovaného, výstupne orientovaného alebo neorientovaného DEA modelu dosiahneme porovnateľné výsledky skóre technickej efektívnosti.

Na použitej dátovej vzorke výsledky empirickej štúdie preukázali, že keď sa pre hodnotenie technickej efektívnosti komerčných bánk použijú DEA modely s rovnakou orientáciou, získame veľmi podobné skóre technickej efektívnosti, naopak pri voľbe DEA modelov odlišných orientácií sa pohľad na skóre technickej efektívnosti výrazne zmení. Jasne sa preukázalo, že voľba DEA modelu, predovšetkým jeho orientácia, mení pohľad na skóre technickej efektívnosti. To, že najväčšie rozdiely sa prejavili v odlišnom skóre technickej efektívnosti získaných vstupne orientovanými a výstupne orientovanými DEA modelmi, nie je prekvapujúce vzhľadom na odlišnú filozofickú a vecnú koncepciu DEA modelov rozdielnej orientácie. V prípade, že sa nevieme rozhodnúť či použiť na hodnotenie technickej efektívnosti prostredníctvom neparametrickej metódy obalovej analýzy dát vstupne alebo výstupne orientované modely, je ideálne použiť neorientovaný DEA model, ktorý môže pracovať súčasne so zmenou vstupov aj výstupov. Vzhľadom na použitú dátovú vzorku a využitú metodológiu samotná štúdia ukázala, že výsledky skóre technickej efektívnosti môžu byť porovnateľné so skóre získaného

prostredníctvom orientovaných modelov, bez ohľadu na voľbu vstupov a výstupov.

Táto štúdia sa nevenovala tomu, ako voľba rôznych vstupných a výstupných premenných ovplyvňuje skóre technickej efektívnosti, čo predstavuje kvalitatívne odlišnú výskumnú úlohu. Túto napríklad riešili Boďa a Zimková (2015) či Kočišová (2013b), ktorí zistili podstatné rozdiely v nameranej úrovni technickej efektívnosti pri uplatnení troch rôznych filozofií podstaty bankového podnikania. Tento smer výskumu predstavuje cenný námet do budúcnosti.

5 Literatúra

- Banerjee, B. 2012. Banking sector efficiency in new EU member states: a survey. In *Prikazi in analize*, roč. 18, 2012, č. 3. ISSN 1581-2316, s. 1–38.
- Banker, R. D., Charnes, A., Cooper, W. W. 1984. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. In *Management Science*, roč. 30, 1984, č. 9. ISSN 0025-1909, s. 1078-1092.
- Berger, A. N., Mester, L. J. 1997. Inside the black box : What explains differences in the efficiencies of financial institutions? In *Journal of Banking & Finance*, roč. 21, 1997, č. 7. ISSN 0378-4266, s. 895-947.
- Boďa, M. 2014. Concentration measurement issues and their application for the Slovak banking sector. In *Procedia Economics and Finance*, roč. 12, 2014. ISSN 2212-5671, s. 66-75.
- Boďa, M. 2017. Market power and efficiency as the source of performance in banking: A case study of the Slovak banking sector. In *International Review of Applied Economics*, s. 1-31. V tlači.
- Boďa, M., Zimková, E. 2015. Efficiency in the Slovak banking industry : A comparison of three approaches. In *Prague Economic Papers*, roč. 24, 2015, č. 4. ISSN 1210-0455, s. 434-451.
- Cooper, W., Seiford, L., Tone, K. 2007. Data envelopment analysis : A comprehensive text with models, applications, references and DEA-Solver software. 2. vyd. New York : Springer, 2007. 490 s. ISBN 978-0387-45281-4.
- Deprins, D., Simar, L., Tulkens, H. 1984. Measuring labor efficiency in post offices. In Marchand, M., Pesieau, P., Tulkens, H. (eds.) *The performance of public enterprises : Concepts and measurement*. Amsterdam : North Holland, 1984. ISBN 978-0444875518, s. 243-267.
- Jablonský, J., Dlouhý, M. 2004. *Modely hodnocení efektivity produkčních jednotek*. Praha : Professional Publishing, 2004. 183 s. ISBN 80-86419-49-5.
- Kočišová, K. 2013a. An analysis of bank efficiency in the Slovak and the Czech Republic by data envelopment analysis. In *QUAERE 2013 : recenzovaný sborník příspěvků vědecké interdisciplinární mezinárodní vědecké konference doktorandů a odborných asistentů*, roč. 3, 2013. ISBN 978-80-905243-7-8, s. 912-921.
- Kočišová, K. 2013b. Technical efficiency of top 50 world banks. In *Journal of Applied Economic Sciences*, roč. 8, 2013, č. 3, s. 311-322.

- Koopmans, T. C. 1951. Analysis of production as an efficient combination of activities. In Koopmans, T. C. (ed.) *Activity analysis of production and allocation*. New York : Wiley, 1951. s. 33-97.
- Kruskal, J. B. 1964. Multidimensional scaling by optimizing goodness of fit to a nonmetric hypothesis. In *Psychometrika*, roč. 29, 1964, č. 1. ISSN 0033-3123, s. 1-27.
- Palečková, I. 2015. Banking efficiency in Visegrad countries : A dynamic data envelopment analysis. In *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, roč. 63, 2015, č. 6. ISSN 2464-8310, s. 2085-2091.
- R Core Team 2013. R : A language and environment for statistical computing. Viedeň : R Foundation for Statistical Computing, 2013. Dostupné na internete : <<https://www.r-project.org/>>.
- Seiford, L. M., Zhu, J. 1999. An investigation of returns to scale in data envelopment analysis. In *Omega*, roč. 27, 1999, č. 1. ISSN 0305-0483, s. 1-11.
- Tone, K. 2001. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis. In *European Journal of Operational Research*, roč. 130, 2001, č. 3. ISSN 0377-2217, s. 498-509.
- Tulkens, H. 1993. On FDH efficiency analysis : Some methodological issues and application to retail banking, courts and urban transit. In *Journal of Productivity Analysis*, roč. 4, 1993, č. 1. ISSN 1573-0441, s. 183-210.
- Vincová, K. 2006. Neefektívnosť rozsahu v bankovom sektore, komparácia slovenského a českého bankového sektora. In *Národná a regionálna ekonomika VI : Zborník príspevkov z konferencie, Herľany*. Košice : Technická univerzita v Košiciach, roč. 6, 2006. ISBN 978-80-553-0084-9, s. 440-445.

Strednodobá prognóza slovenského trhu práce do roku 2026 s dôrazom na štruktúru povolání

Mid-term forecast of Slovak labour market up to 2026 with focus on occupational structure

Marek Radvanský, Tomáš Miklošovič, Ivan Lichner

Ekonomický ústav SAV, Šancová 56, 811 05 Bratislava

Institute of Economic Research SAS, Šancová 56, 811 05 Bratislava

marek.radvansky@savba.sk, tomas.miklosovic@savba.sk, ivan.lichner@savba.sk

Abstrakt: V príspevku sú prezentované výsledky aktualizácie štruktúrnej prognózy slovenského trhu práce na najbližších 10 rokov prostredníctvom dynamicko-rekuzívneho modelu CGE. Aplikovaný model umožňuje vytvoriť relatívne detailnú štruktúru projekcie v členení na 64 sektorov a 9 povolání. Vzhľadom na potrebu prezentovať hlavné trendy je v práci použitá agregácia na 18 hlavných sektorov prvej úrovne v členení NACE2 a NACE3 úrovne kvalifikačných stupňov (povolání).

Abstract: In this paper, results of updated structural projection of Slovak labour market for the next 10 years based on dynamic-recursive CGE model are presented. Applied model allows estimating relatively detail structure of the projection, up to 64 economic sectors and 9 occupational groups. To focus on the presentation of major trends that are occurring at labour market only aggregated results for 18 sectors at 1-digit level of classification NACE2 and NACE3 levels of qualifications are discussed in the paper.

Kľúčové slová: trh práce, prognóza, všeobecná vypočítateľná rovnováha, expanzný dopyt, nahradzovací dopyt

Key words: labour market, forecast, computable general equilibrium, expansion demand, replacement demand

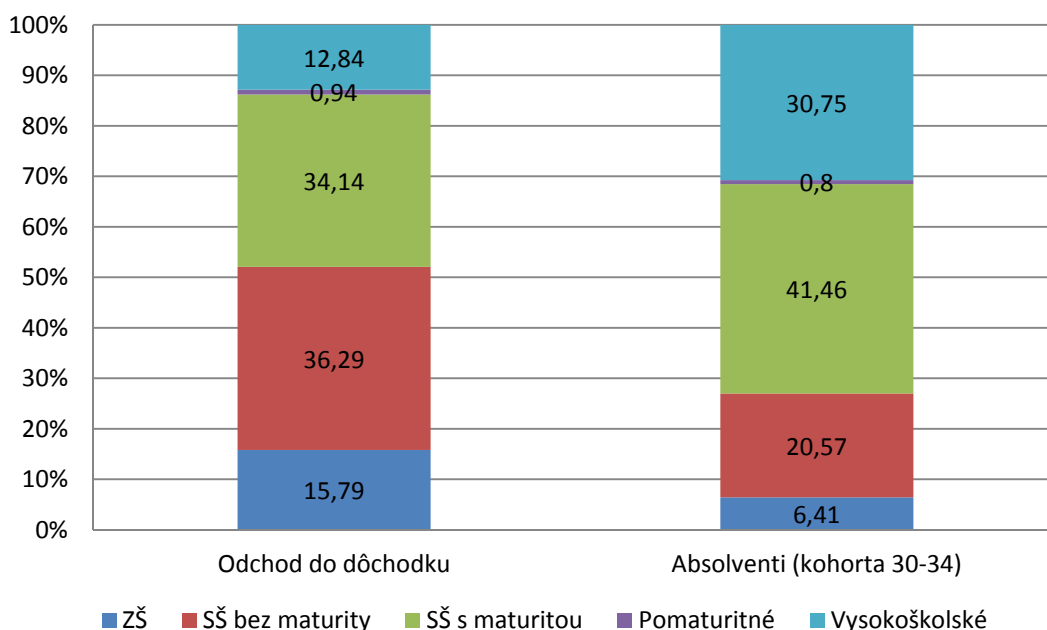
1 Úvod

Vývoj na trhu práce v priebehu posledných rokov viac ako napravil pokles zamestnanosti z dôvodu poslednej hospodárskej krízy. Počas krízového obdobia medzi rokmi 2008 a 2010 vzrástol počet nezamestnaných o viac ako 130 tisíc osôb (podľa metodiky VZPS). Po tomto období počet nezamestnaných viacmenej stagnoval a do roku 2014 sa podarilo nezamestnanosť znížiť len o zhruba 30 tisíc osôb. Naopak, po neočakávane pozitívnej dynamike na trhu práce v rokoch 2015 s 2016 počet nezamestnaných klesol o viac ako 90 tisíc osôb, a tento trend pokračoval aj v prvých troch štvrtrokoch roku 2017 a tempo znižovania nezamestnanosti dosiahlo takmer 46 tisíc osôb¹. Výrazne pozitívnejší bol pohľad na zamestnanosť. V krízovom období poklesla zamestnanosť z maxima na úrovni nad 2,47 mil. zamestnaných v druhom polroku 2008 na úroveň pod 2,3 mil. koncom roka 2010, teda pokles o takmer 150 tisíc

¹ Nezamestnanosť na konci tretieho štvrtroku 2017 dosiahla 220,3 tisíc osôb

zamestnaných (s pozorovaným znížením ekonomickej aktivity obyvateľstva). Miera zamestnanosti sa držala pod úrovňou 2,33 mil. pracujúcich až do roku 2014, kedy nastal prudký nárast zamestnanosti v súvislosti s obnovou výraznejšieho rastu ekonomiky SR a vyčerpaní nákladovo efektívnych možností zvyšovania produktivity práce. Predkrízová miera zamestnanosti bola prekonaná v druhom štvrťroku 2016 a v súčasnosti nastáva saturácia a spomalenie rastu zamestnanosti z dôvodu nedostatku pracovnej sily, pričom v treťom štvrťroku 2017 bola zamestnanosť na úrovni 2,52 mil. zamestnaných.

Takýto pozitívny vývoj na dopytovej strane trhu práce so sebou však priniesol aj preklopenie limitácií na strane dopytu (z obdobia pred rokom 2015) na ponukovú stranu. V súčasnosti sa opakuje situácia z obdobia rokov konjunktúry globálnej ekonomiky, keď mali zamestnávateľia problém s nájdením pracovnej sily s adekvátnou kvalifikáciou a kde na trhu práce zostáva len málo voľnej pracovnej sily. Tento nesúlad sa mierne zvyšuje aj ďalšími faktormi pričom dochádza k zvyšovaniu tlaku na rast miezd. Ako je vidieť z grafu 1, existuje napríklad výrazný nepomer vo vzdelanostnej štruktúre medzi kohortou vstupujúcou na trh práce a odchádzajúcich do dôchodku. Z pohľadu formálnej kvalifikácie môžeme sledovať postupný nárast vstupu viac vzdelanej pracovnej sily na trh práce. Ilustrácia zároveň poukazuje na potrebu anticipácie budúceho vývoja za účelom identifikácie vývoja nesúladu medzi dopytovou a ponukovou stranou trhu práce.



Graf 3 Vzdelanostná štruktúra odchádzajúcich z trhu práce a kohorty 30-34 ročných v roku 2016 (Zdroj: vlastné spracovanie)

Štruktúrna prognóza vývoja slovenského trhu práce prezentovaná v tomto článku vychádza z predchádzajúcich prác (Miklošovič a Radvanský, 2016) a

(Lubyová et al., 2017) a bola vytvorená aktualizovanou verziou modelu VZAM. Tento rámcový model je kombináciou ekonometrického modelu, makroekonomického modelu všeobecnej rovnováhy CGE a mikrosimulačného modelu štruktúry ponukovej strany slovenského trhu práce. Modelový aparát sa zameriava na prepojenie ponukovej a dopytovej strany trhu práce a poskytuje naň ucelený pohľad. Možnosť skúmania vývoja nesúladu na trhu práce umožňuje prispieť k skorému odhaleniu blížiacich sa pnutí a aktívne na ne v predstihu reagovať adekvátnymi opatreniami hospodárskej politiky.

Z metodického hľadiska je možné jednotlivé modely využívať aj separátne. Metodika mikrosimulačného modelu je detailne opísaná v prácach (Štefánik, 2016) a (Štefánik a Miklošovič, 2016). Pri relatívne konzervatívnych očakávaniach budúceho makroekonomického vývoja model v agregovanej forme prognózuje vývoj zamestnanosti v 18 sektoroch, pre 3 kvalifikačné stupne (definované na základe povolania) na najbližších 10 rokov, teda na roky 2017 až 2026. Pri prognózovaní budúcej potreby pracovnej sily rozlišujeme dva typy dopytu po práci:

- Expanzný dopyt – vyplývajúci z nárastu alebo poklesu celkovej zamestnanosti v sektore, vznikom alebo zánikom pracovnej pozície.
- Nahradzovací dopyt – vznikajúci pri odchode pracovníka z existujúcej pracovnej pozície do dôchodku, invalidity alebo v dôsledku úmrtia.

Rekuzívno-dynamický CGE model aplikuje niekoľko základných predpokladov (vstupov) definujúcich hlavné trendy v ekonomike SR. Kľúčovými exogénnymi faktormi boli očakávaný vývoj celkovej zamestnanosti, ekonomický rast (HDP) a prognóza ekonomicky aktívneho obyvateľstva. Prognóza ekonomického rastu a zamestnanosti je založená na aktuálnej prognóze vytvorenej ekonometrickým modelom ECM (Radvanský a Lichner, 2017). Výsledky z tohto modelu indikujú pozitívne hodnoty expanzného dopytu počas celého prognózovaného obdobia, pričom po roku 2020 je očakávané výrazné spomalenie rastu zamestnanosti vplyvom limitácií na ponukovej strane trhu práce spôsobenej starnutím obyvateľstva, poklesom ekonomicky aktívneho obyvateľstva a pokračujúcim poklesom nezamestnanosti aj napriek postupnému zvyšovaniu veku odchodu do dôchodku. Počas rokov 2017 – 2021 bude v priemere vytvorená dodatočná zamestnanosť na úrovni približne 0,5 % ročne, v období 2022 – 2026 priemerný dopyt po práci spôsobený ekonomickým rastom SR klesne na úroveň okolo 0,2 % ročne. Očakávaný expanzný dopyt bude však iba zlomkom očakávaného nahradzovacieho dopytu, ktorý bude naopak s postupom času narastať (odchod silných kohort z trhu práce). Do roku 2021 očakávame priemernú medziročnú potrebu nahradenia 2,6 % zamestnaných, v období 2022 – 2026 očakávame nárast na úrovni okolo 2,8 % z celkovej zamestnanosti.

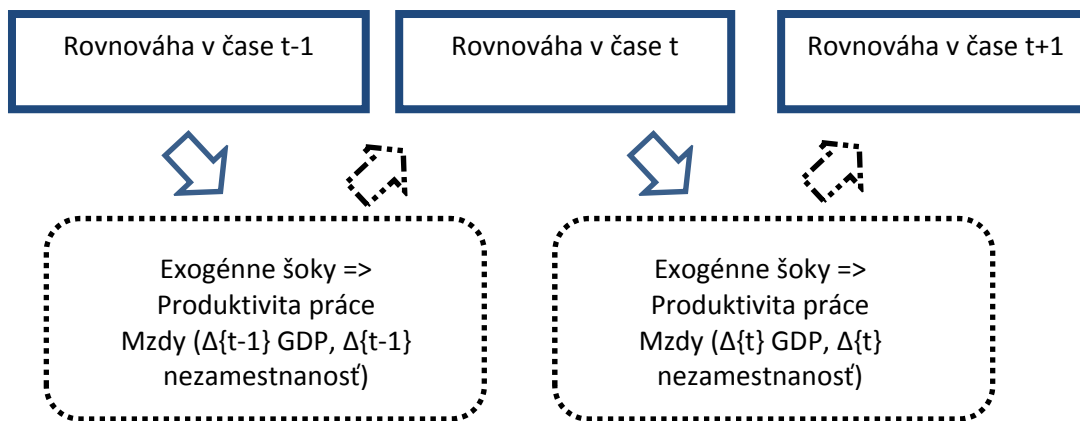
2 Aplikovaná metodika

Dlhodobá predikcia dopytu po pracovnej sile, ako aj predikcia štruktúry pracovnej sily podľa klasifikácie zamestnaní, sú založené na poslednej aktualizácii rekurzívne dynamického CGE modelu vyvinutého autormi. Táto metodika sa najčastejšie uplatňuje pri analýze dopadov zmien hospodárskych politík. Aplikácia tohto typu modelu je zameraná hlavne na skúmanie dopadov v ekonomike na základe zmien správania sa úžitkových a výrobných funkcií. Aplikované rozšírenie CGE modelu bolo využité na analýzu štrukturálnych zmien na slovenskom trhu práce, pričom ako vstup bol využitý predpokladaný makroekonomický vývoj, ktorý bol odhadnutý ekonometrickým modelom vyvinutým na EÚ SAV.

Aktualizácia modelu je založená na predchádzajúcej verzii CGE modelu použitého v doterajších predikciách (Lubyová a kol., 2016), (Lubyová a kol., 2015) a podrobne opísaný v (Miklošovič a Páleník, 2016) alebo (Radvanský a Miklošovič, 2016). Súčasná aktualizácia sa zameriava na štruktúru zamestnania rozdelenú na deväť úrovní klasifikácie ISCO, čo možno považovať za najvhodnejšiu aplikáciu z hľadiska dostupných údajov a dopadov exogénnych šokov na produktivitu práce vo vybraných odvetviach. Model zachováva štrukturálnu zložitosť predchádzajúcej aplikácie, čo znamená rozdelenie ekonomiky na 64 odvetví NACE. Táto zložitosť je obmedzená dostupnou štruktúrou matice SAM na rok 2010, ktorá bola skonštruovaná a popísaná v (Miklošovič, 2014).

Model bol kalibrovaný na základe dostupných údajov z národných účtov poskytnutých Štatistickým úradom SR do prvej polovice roku 2017. Na vytvorenie projekcie ekonomického vývoja CGE modelom sa využila dlhodobá prognóza ekonomického vývoja na Slovensku (Radvanský a Lichner, 2017). Táto prognóza bola založená na štvrtročnom ekonometrickom modeli ECM IER SAS (B_IER_ECM 2017).

Zatiaľ čo národné účty poskytujú iba súhrnné údaje o zamestnanosti, aplikovaný CGE model si vyžiadal úpravy údajov týkajúcich sa štruktúry dopytu po pracovnej sile. Pri absencii podrobných informácií o trhu práce v rámci štruktúry pracovnej sily v štatistike národných účtov sa na rozčlenenie údajov o zamestnanosti použili príslušné zamestnanecké podiely na základe údajov jednotlivých VZPS. Hlavnými deterministickými faktormi zmien zamestnanosti v sektore podľa kvalifikácie zamestnania v CGE modeli boli mzdy a produktivita práce (obe sa týkajú jednotlivých kvalifikácií zamestnania a príslušných sektorov). V modeli je použitá prvá úroveň klasifikácie zamestnaní štruktúry ISCO. Koncepcia projekcie dopytu po pracovnej sile je uvedená na obrázku 1.



Obr. 1 Koncepcia projekcie dopytu po pracovnej sile v CGE modeli
(Zdroj: vlastné spracovanie)

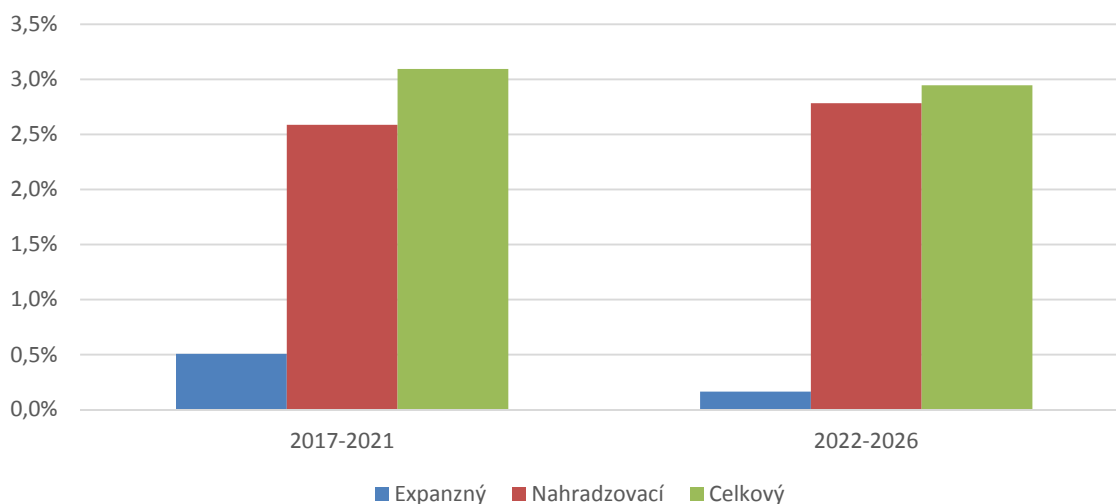
Výsledky prezentované v ďalšej časti sú agregované do 18 sektorov (NACE) a troch kvalifikácií zamestnaní (nízka, stredná, vysoká). Agregácia pracovnej štruktúry podľa tried kvalifikácie je uvedená v tabuľke 1.

Tab. 3 Agregácia ISCO na tri kvalifikácie zamestnaní (Zdroj: vlastné spracovanie)

ISCO	Kvalifikačná úroveň
1 Zákonodarcovia, riadiaci pracovníci	Vysoká
2 Špecialisti	
3 Technici a odborní pracovníci	
4 Administratívni pracovníci	Stredná
5 Pracovníci v službách a v obchode	
6 Kvalifikovaní pracovníci v poľnohospodárstve, lesníctve a rybárstve	
7 Kvalifikovaní pracovníci a remeselníci	
8 Operátori a montéri strojov a zariadení	Nízka
9 Pomocníci a nekvalifikovaní pracovníci	

3 Výsledky a diskusia

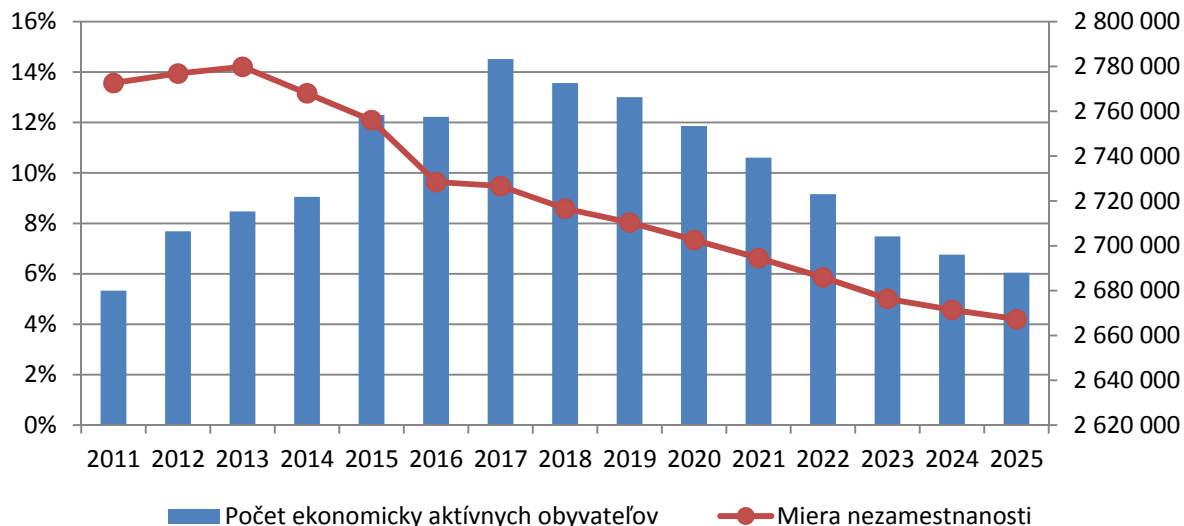
Ak vezmeme do úvahy oba druhy dopytu po práci, teda expanzný aj nahradzovací, medziročne bude slovenský trh práce potrebovať obsadiť voľné pracovné miesta na úrovni približne troch percent existujúcej zamestnanosti. To predstavuje viac ako 70 tisíc pracovníkov, čo je podstatne viac ako očakávaný medziročný prítok absolventov škôl. Tento rozdiel bude potrebné nahradiť z iných zdrojov. V horizonte desiatich rokov to bude možné jednak z radov nezamestnaných, zvyšovaním miery ekonomickej aktivity alebo migráciou. V dlhodobom horizonte by bolo udržateľným riešením aj zvýšenie pôrodnosti. S najväčšou pravdepodobnosťou však trend poklesu ekonomicky aktívneho obyvateľstva nebude dostatočne kompenzovaný a ďalší rast ekonomiky bude z dlhodobého hľadiska výrazne limitovaný ponukou práce, teda nedostatkom voľných pracovníkov.



Graf 4 Expanzný, nahradzovací a celkový dopyt po práci ako podiel na celkovej zamestnanosti (ročný priemer) (Zdroj: vlastné spracovanie)

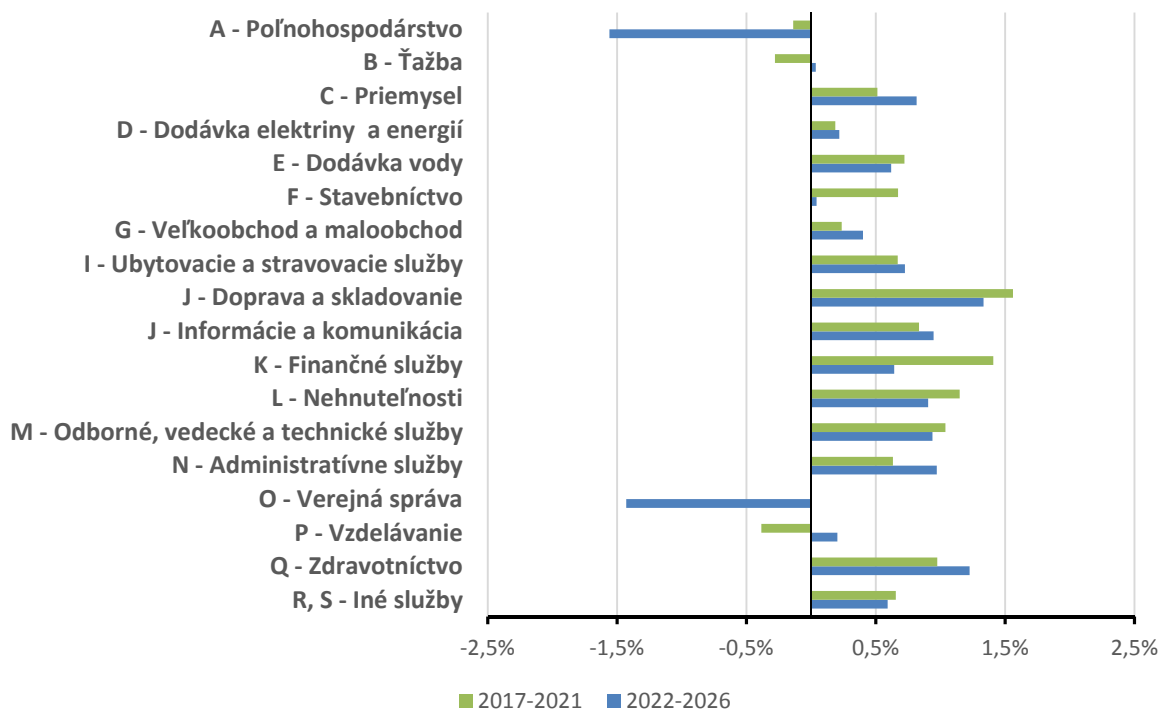
Za predpokladu, že by očakávaný dopyt bol saturovaný nezamestnanými, bolo by možné očakávať pokles miery nezamestnanosti tempom indikovaným na grafe 3. Graf 3 zobrazuje vývoj miery nezamestnanosti v hypotetickom scenári (bez štruktúrnych reštrikcii na strane ponuky), kde zamestnávateľa obsadzujú voľné pracovné pozície bez ohľadu na kvalifikáciu uchádzačov. V modelovom scenári tak nedochádza ku kvalifikačnému nesúladu a voľné pracovné miesta sú obsadzované najmä nezamestnanými. V takejto situácii by miera nezamestnanosti rýchlo klesala, ako dôsledok poklesu ponuky práce. Takýto vývoj je v skutočnosti málo reálny, najmä pre nevhodnú kvalifikačnú štruktúru súčasných nezamestnaných, vysoký podiel dlhodobo nezamestnaných, nízku dostupnosť nástrojov aktívnych opatrení trhu práce, či slabšiu účasť na celoživotnom vzdelávaní.

Expanzný a nahradzovací dopyt sa výrazne líšia, ak sledujeme jednotlivé sektory ekonomickej činnosti. Napríklad v poľnohospodárstve prognóza indikuje negatívny expanzný dopyt (zamestnanosť v sektore sa bude v absolútnom vyjadrení znižovať), ale zároveň je možné očakávať jeden z najvyšších nahradzovacích dopytov hlavne vzhľadom na vysoký podiel starších zamestnancov v sektore. V konečnom dôsledku tak bude poľnohospodárstvo naďalej absorbovať absolventov poľnohospodárskych odborov, aj napriek celkovému poklesu zamestnanosti v tomto sektore. Opačným príkladom je sektor informačných technológií, kde je nahradzovací dopyt jeden z najnižších, čo je dôsledkom relatívne mladšej vekovej štruktúry zamestnancov v tomto sektore. Napriek tomu je tu expanzný dopyt relatívne vyšší, keď sa v priemere očakáva viac ako jednopercenčný nárast zamestnanosti ročne počas celého prognózovaného obdobia.



Graf 5 Očakávaný vývoj miery nezamestnanosti v rámci scenára neobmedzeného zamestnávania (ľavá os) a počtu ekonomicky aktívneho obyvateľstva (pravá os)
(Zdroj: vlastné spracovanie)

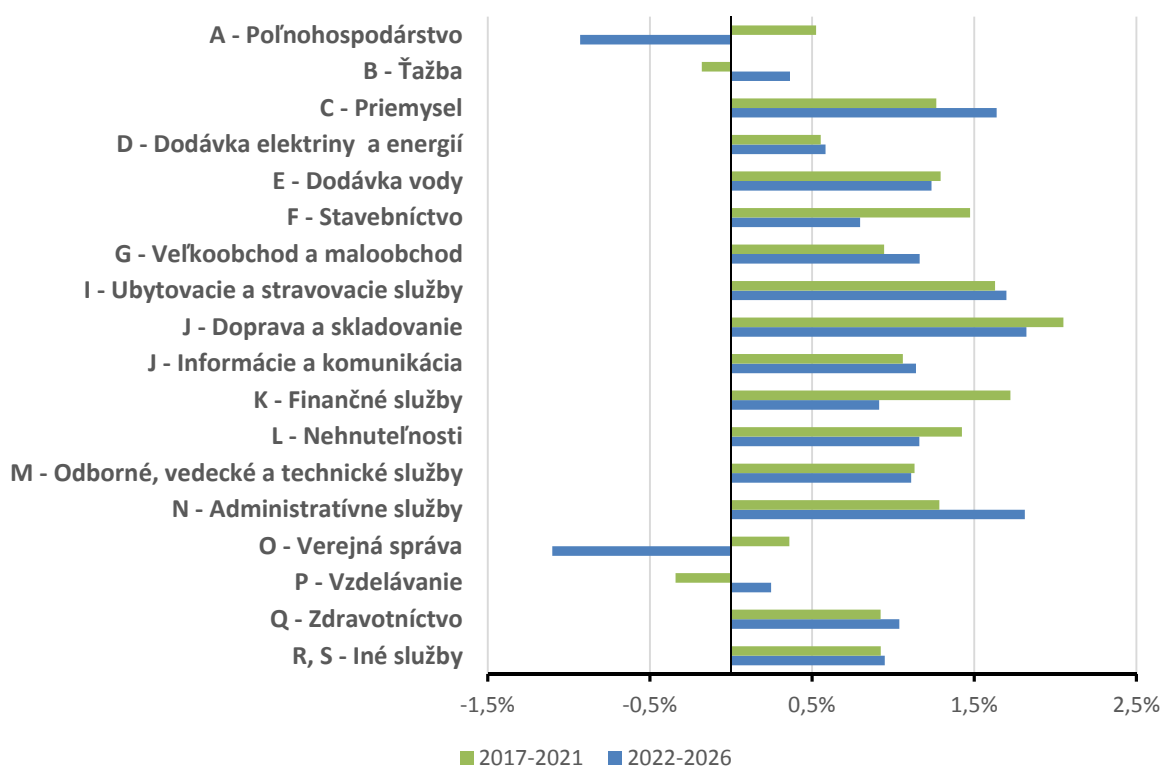
Pri pohľade na trh práce ako celok očakávame pozitívne nárasty počtu pracovných pozícií, ktoré po roku 2020 mierne poklesnú. Podstatne väčšiu časť dopytu po práci však bude predstavovať nahrádzanie súčasných pracovníkov v už existujúcich pozíciách.



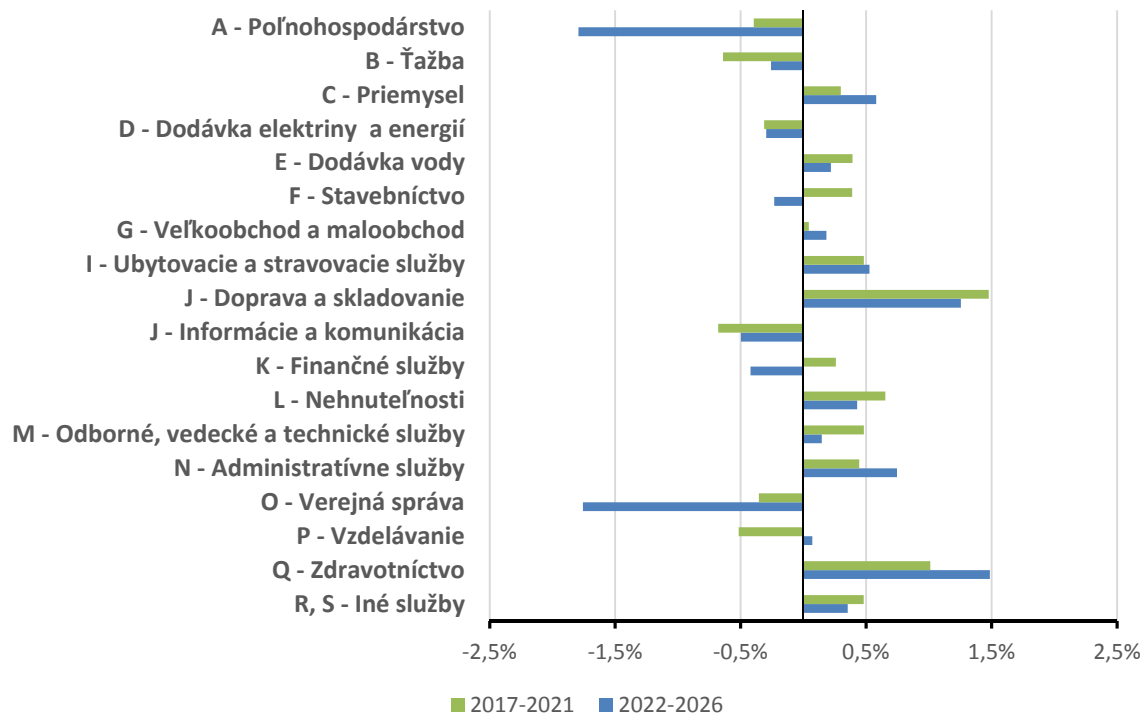
Graf 6 Expanzný dopyt podľa sektorov ekonomickej činnosti, priemerná medziročná zmena ako % z celkovej zamestnanosti v predchádzajúcom roku (Zdroj: vlastné spracovanie)

Najvýraznejší rast podľa výsledkov projekcie, by sa mal prejavíť v odvetví dopravy a skladovania, pričom by malo ísť prevažne o zamestnancov s vysokou kvalifikáciou. Naopak významný medziročný pokles celkovej zamestnanosti je možné očakávať pri pokračovaní doterajších trendov v odvetví poľnohospodárstva. Pričom v prípade tohto sektora, by malo ísť prevažne o zamestnancov so strednou kvalifikáciou.

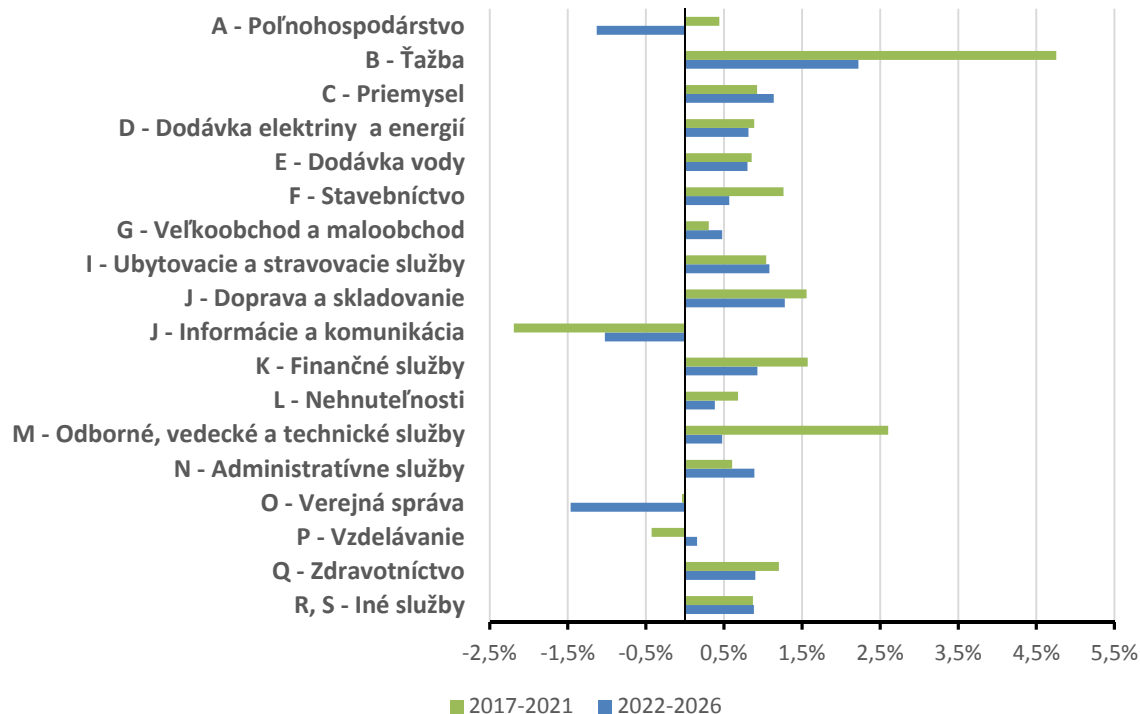
Počas celého obdobia bude pokračovať mierny nárast zamestnanosti v odvetví priemyselnej produkcie. Postupný prechod na vyššiu kvalitatívnu úroveň v podobe Priemyslu 4.0 si vyžiada nárast podielu vysokokvalifikovaných pozícií, avšak v súčasnosti nepredpokladáme v najbližších rokoch výrazne negatívny vplyv na celkovú zamestnanosť v sektore. V spojitosti s nedostatočným prílevom absolventov a ich neadekvátnou odborovou štruktúrou na trh práce bude potrebné prijať opatrenia zmiernujúce tento nesúlad a to tak v krátkodobom, ako i dlhodobom horizonte. Vo väčšine odvetví bude v najbližšej dekáde pokračovať postupný nárast počtu vysokokvalifikovaných pracovníkov.



Graf 7 Expanzný dopyt po vysokokvalifikovaných pracovníkoch podľa sektorov ekonomickej činnosti, priemerná medziročná zmena ako % z celkovej zamestnanosti v predchádzajúcom roku (Zdroj: vlastné spracovanie)



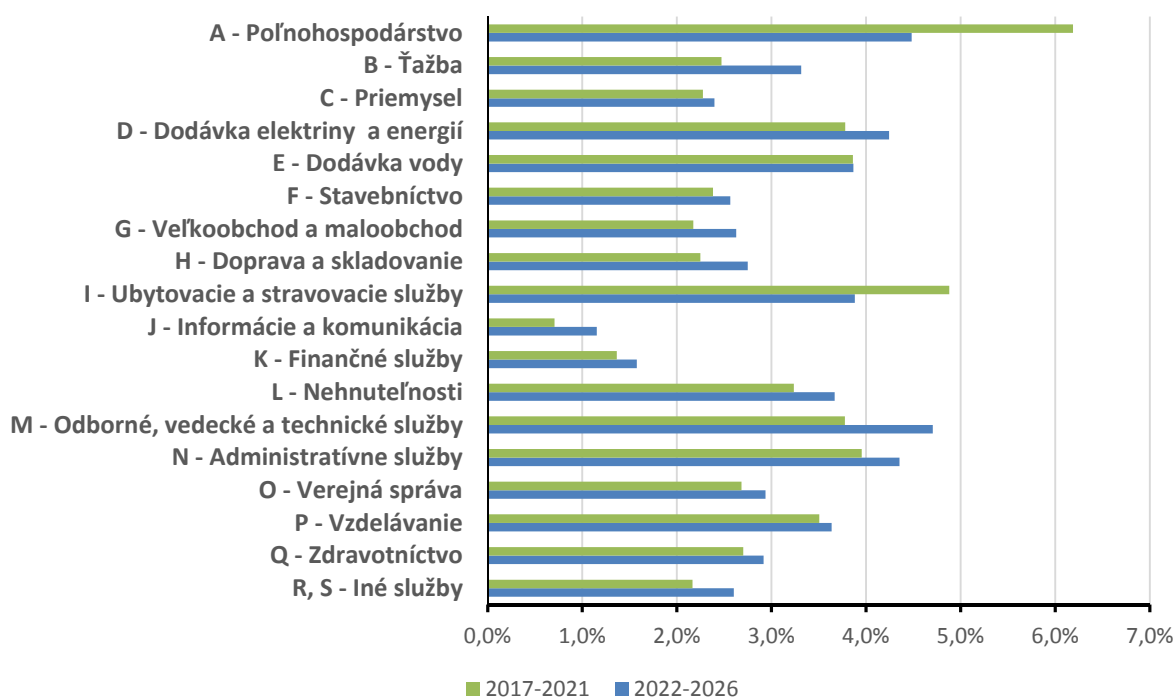
Graf 8 Expanzný dopyt pracovníkch so strednou kvalifikáciou podľa sektorov ekonomickej činnosti, priemerná medziročná zmena ako % z celkovej zamestnanosti v predchádzajúcom roku (Zdroj: vlastné spracovanie)



Graf 9 Expanzný dopyt pracovníkch s nízkou kvalifikáciou podľa sektorov ekonomickej činnosti, priemerná medziročná zmena ako % z celkovej zamestnanosti v predchádzajúcom roku (Zdroj: vlastné spracovanie)

V prípade pozícií so strednou úrovňou kvalifikácie je v porovnaní s pozíciami s vysokou kvalifikáciou očakávaný vývoj na najbližšiu dekádu výrazne odlišný. Existuje viacero odvetví v prípade ktorých sa dá očakávať stagnácia alebo mierny pokles počtu takýchto pozícií. Najvýraznejší pokles možno predpokladať v prípade odvetví poľnohospodárstva a verejnej správy. Naproti tomu v sektoroch dopravy a zdravotníctva je predpoklad výraznejšieho rastu dopytu práve po stredných pozíciách. Pričom v prípade zdravotníctva iba zhruba 4 % žiakov stredných škôl sa venuje štúdiu takýchto odborov.

Relatívne prekvapujúci vývoj sa dá predpokladať na pozíciách vyžadujúcich nízku kvalifikáciu, v prípade ktorých by malo vo väčšine odvetví dôjsť k marginálnemu rastu. V priemere, by v najbližších desiatich rokoch malo dôjsť k nárastu zhruba 1000 pracovných pozícií vyžadujúcich nízku kvalifikáciu. Najvýraznejšie by sa tento efekt mal prejaviť v prípade odvetvia ťažby, ktoré však predstavuje veľmi malé odvetvie a absolútny efekt je výrazne limitovaný. Z hľadiska celkovej zamestnanosti pracovníkov s nízkym vzdelaním ide o malý podiel na celkovej zamestnanosti SR. Hlavným faktorom rastu je to, že ide o jedinú skupinu s relatívne veľkým počtom voľných pracovných síl (nezamestnaných) s nižšími mzdovými nárokmi, ktorých sa časť zamestnávateľov bude v čase vysokého dopytu snažiť zapojiť do pracovného procesu.



Graf 10 Nahradzovací dopyt podľa sektorov ekonomickej činnosti, priemerná medziročná zmena ako % z celkovej zamestnanosti v predchádzajúcom roku (Zdroj: vlastné spracovanie)

Ako bolo zdôvodnené v predchádzajúcej časti, nahradzovací dopyt bude na trhu práce predstavovať majoritnú časť dopytu. Navyše, expanzný dopyt v priebehu posledných troch rokov vyčerpал svoj rastový potenciál. V prípade nahradzovacieho dopytu predpokladáme, že je vytváraný z dôvodu úmrtia pracovníka, odchodu do dôchodku alebo invalidity. Iné formy opúšťania trhu práce (napr. materská dovolenka) sme považovali iba za dočasné formy opustenia trhu práce a preto sme ich nezaradili do výsledkov. V priebehu najbližších 5 rokov bude nahradzovací dopyt najvýraznejší v sektore poľnohospodárstva, a ubytovania a stravovacích služieb (a špecificky aj v sektore verejných služieb). Po roku 2022, by sa mal výraznejšie prejavíť fakt, že veková štruktúra sektoru odborných, vedeckých a technických služieb je výraznejšie vychýlená smerom k dôchodkovému veku. Najnižší podiel nahradzovacieho dopytu sa prejaví v prípade sektoru s výrazne najmladšou vekovou štruktúrou – informácie a komunikácia.

4 Záver

V predložennom článku sme predstavili aktualizáciu dlhodobej prognózy vývoja trhu práce. Z hľadiska aktuálnej zmeny zamestnanosti a jej štruktúry môžeme pozorovať výrazné zmeny. Podiel voľnej pracovnej sily sa so znižujúcou mierou nezamestnanosti postupne znižuje a začíname byť svedkami nedostatku kvalifikovaných pracovníkov v niektorých odvetviach. Napriek tomuto faktoru sa očakávané trendy v štruktúre dopytu v jednotlivých sektoroch zatiaľ výrazne nemenia. Z hľadiska miery rastu zamestnanosti však očakávame výrazné spomalenie po roku 2020 z dôvodu nedostatku pracovnej sily a očakávanému poklesu ekonomicky aktívneho obyvateľstva z dôvodu starnutia. K tomuto stavu bude ešte prispievať výrazný nárast nahradzovacieho dopytu, teda odlevu pracovníkov z existujúcich pracovných miest mimo trh práce (prevažne do dôchodku ako najvýznamnejšieho faktora). Tento faktor bude brániť ďalšiemu výrazne extenzívnemu rastu ekonomiky SR a najdôležitejšími faktormi budú postupne stávať produktivita práce a s ňou spojená potreba zvyšovania a súladu kvalifikácií na trhu práce.

5 Literatúra

Lubyová, M., Štefánik, M. a kol. (2015) *Trh práce na Slovensku 2016+*, oponenti Vladimír Kvetan, Menbere Workie Tiruneh. 1. vyd. Bratislava : Ekonomický ústav SAV : Prognostický ústav SAV, Centrum spoločenských a psychologických vied SAV : Filozofická fakulta, Univerzita Komenského v Bratislave, 240 s. ISBN 978-80-7144-255-4

Lubyová, M., Štefánik, M. a kol. (2016) *Labour market in Slovakia 2017+*, oponenti Lucia Fašungová, Mária Vojtková. 1. vyd. Bratislava : Centrum spoločenských a psychologických vied SAV :

Ekonomický ústav SAV : Filozofická fakulta, Univerzita Komenského v Bratislave , 2016. 226 p. ISBN 978-80-970850-4-9

Miklošovič, T., Radvanský, M. (2016) *Estimating long-term structural and educational changes of labour demand using CGE model - case of Slovakia*. EcoMod2016 : International Conference on Economic Modeling. Lisbon, Portugal, 6-8 July 2016 [online].

Páleník, V., Miklošovič, T. (2016) *CGE Modelling of Macroeconomic Effects of Environmental Taxes as an EU Own Resource – Case of Slovakia*. oponenti Karol Frank, Marek Radvanský. Working papers [EÚ SAV] [online seriál], č. 88, s. 1-27. ISSN 1337-5598.

Radvanský, M., Lichner, I. (2017) *Strednodobá prognóza vývoja ekonomiky SR v rokoch 2017 – 2020*. Pohľady na ekonomiku Slovenska 2017 : zborník príspevkov z konferencie, Bratislava 25.4.2017. Iveta Stankovičová, František Bernadič. - Bratislava : Slovenská štatistická a demografická spoločnosť, 2017, s. 30-47. ISBN 978-80-88946-76-2.

Štefánik, M. (2016) *VZAM_microsim_1 - the EU-LFS based microsimulation model to estimate the Slovak labour market skills needs*. Applications of microsimulation modelling : a selection of papers presented during the 2016 European meeting of the International Microsimulation Association in Budapest. Edited by Gijs Dekkers and József Mészáros. - Budapest : [s. n.], p. 65-94. ISBN 978-963-693-766-9.

Štefánik, M., Miklošovič, T. (2016) *VZAM_microsim_1.1 - results from a nowcasting variant of the model with assessment of the predictions*. 7. chapter. In LUBYOVÁ, Martina - ŠTEFÁNIK, Miroslav. Labour market in Slovakia 2017+. - Bratislava : Center of Social and Psychological Sciences of the Slovak Academy of Sciences : Institute of Economic Research of the Slovak Academy of Sciences : Faculty of Arts Comenius University in Bratislava, ISBN 978-80-970850-4-9.

6 Poďakovanie

Táto práca bola podporovaná Agentúrou na podporu výskumu a vývoja na základe zmlúv č. APVV-14-0324 a APVV-16-0630.

Využitie modelov so zmiešanými efektmi a metódy RE-EM stromu pri predikcii finančnej tiesne

Utilization of Mixed Effects Models and RE-EM Tree Method in Financial Distress Prediction

Lukáš Sobíšek^a, Karel Helman^a, Mária Stachová^b

^a Vysoká škola ekonomická v Prahe, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3, ČR

^a University of Economics in Prague, W. Churchill sq. 4, 130 67 Prague 3, Czech Republic

^b Univerzita Mateja Bela, Tajovského 10, 974 90 Banská Bystrica, SR

^b Matej Bel University, Tajovského 10, 974 90 Banská Bystrica, Slovakia

lukas.sobisek@vse.cz, helmank@vse.cz, maria.stachova@umb.sk

Abstrakt: Existuje viacero prístupov k finančným ex-ante analýzám. Niektoré sú založené na statických klasifikačných modeloch, napríklad logistickej regresii, klasifikačných stromoch alebo diskriminačnej analýze. Tieto analýzy odhaľujú súvislosti medzi indikátormi, resp. ukazovateľmi finančného zdravia podnikov. Finančné ukazovatele však väčšinou bývajú zaznamenávané počas niekoľkých, po sebe nasledujúcich rokov a tým vytvárajú dátovú množinu, ktorá má charakter panelových dát. V našom príspevku sa zameriavame na regresnú analýzu aplikovanú na panelové dáta, ktorá nám pomôže predikovať finančné zdravie podnikov a zároveň zahrnúť časovú dynamiku dát. Konkrétne sa zameriavame na regresný model so zmiešanými efektami, pomocou ktorého sa snažíme zvýšiť predikčnú presnosť RE-EM klasifikátora.

Abstract: There are several approaches to financial analysis ex-ante. Some of them are based on static classification models, e.g. logistic regression, classification trees or discriminant analysis. These analyses are carried out to study a relationship between financial health indicators of companies. These financial indicators are often collected over several consecutive years, thus the data have the form of panel data. In our paper, we focus on regression analysis of panel data to predict financial health of companies. We fit generalized mixed effects model in order to improve the prediction ability the RE-EM classifier.

Kľúčové slová: Zovšeobecnený regresný model so zmiešanými efektami, finančné zdravie podnikov, RE-EM model

Key words: Generalized regression mixed effect model, Financial health of companies, RE-EM tree model

1 Introduction

In paper (Stachová et al., 2015) authors applied the RE-EM algorithm to construct a classifier of the financial distress of companies belonging to the Manufacturing, Construction and Wholesale and retail trade, repairs of motor vehicles and motorcycles sector.

The financial distress is generally a situation, when a company is unable to pay off its liabilities or has a difficulty to meet its financial obligations. The financial distress status is the response variable in prediction propensity models. Unfortunately, there is no consensus about the operative definition of

this unfavourable status, thus the recommendations how to specify a response variable vary among studies. Our approach is based on that one mentioned in (Boďa and Úradníček, 2016): “An enterprise was considered financially distressed if

- its Equity was negative,
- its EAT (Earnings After Taxes) were negative,
- its Current ratio attained a value lower than 1.

All three conditions have to be satisfied for the purpose of an enterprise to be considered financially distressed.” The reasons for this decision are described in the paper (Stachová and Sobíšek, 2016).

Two approaches to prediction models (construction classifier) fitting are employed regarding the type of data that have been used for classification: 1) only static values of predictors, 2) the combination of static data and temporal dynamics of predictors. The static classification models employing the absolute values of potential predictors in selected timepoints (mostly years) are more traditional approach with the onset in well-known Altman’s Z-score (Altman, 1968) and its revision (Altman, 1983) as well. Classifier is built using the classification methods which are proper for cross-sectional data, e.g. discriminant analysis, logistic regression, decision trees (Boďa and Úradníček, 2016; Balcean and Ooghe, 2006; Brezigar-Masten, 2012). The second approach, which incorporates the temporal dynamics into static model, was investigated in studies (Kráľ et al., 2014; Stachová et al. 2015; Stachová and Sobíšek 2016).

In the paper (Stachová et al. 2015) authors used CART algorithm to estimate one year predictive model and on the same data set they also present RE-EM algorithm (Sela and Simonoff, 2011) to build 4 longitudinal classifiers differing by time period of training data (2-year to 4-years data sets used). The classifier with the lowest error rate 26.7 % was trained on the 2009-2012 data set and tested on a different (independent) data set from year 2013. This classifier contains 5 predictors: the number of employees, short-term financial assets, income from financial operations, personal costs and prior period retained loss. These 5 predictors were extracted from data set consisting of 30 financial indicators.

The RE-EM classification tree identifies set of proper predictors and their threshold values and provides the decision (classification) rules. Unfortunately, this algorithm doesn’t allow to incorporate potential interaction between predictors. Next disadvantage of classification trees algorithms is that this method does not estimate effects (regression coefficients) of predictors on financial distress. These results (parameters estimate, probabilities) for longitudinal data can be obtained using longitudinal logistic regression.

In this contribution, we focus on such regression analysis and we provide the estimates of effects of 5 best predictors. We also investigate, whether it is possible to improve the prediction ability of the best classifier of financial distress estimated by RE-EM (Stachová et al., 2015) by using a different classification method (longitudinal logistic regression). We believe, that such a process could be useful not only in the field of financial distress prediction but also in other scientific areas where data are collected over time, e. g.: insurance, pension schemes or medicine.

The paper is outlined as follows. In Section 2 we present data set and description of methodology we used in our analysis procedure. Section 3 describes results we obtained by applying described methodology on data of Slovak companies. Finally, in Section 4 we conclude our achievements.

2 Data and Methodology

The original data set contains financial statements (in Euro) and consists of 30 financial indicators (see Table 1) for 6921 companies, 20 % of them labelled as being in financial distress (unhealthy). Data covers the fiscal period 2009-2013. For the purpose of our analysis we define financial distress as a situation in which a company either went bankrupt, has some ongoing liquidation or has some overdue obligations in the current accounting period. Our data set was extracted from the database purchased from CRIF – Slovak Credit Bureau Ltd, covering economic activities 1110 – 96060 according to SK NACE classification.

In the paper (Stachová & al. 2015) authors employed RE-EM algorithm to build longitudinal classifier on 4-year period (2009-2012) training data set containing the financial indicators mentioned above. The prediction error (26.7 %) of this classifier was estimated on independent testing 2013 data set consisting of 2570 companies without missing values of the predictor-variables. The resultant tree selected 5 predictors (with their thresholds) as the most important ones. These predictors are: the number of employees, short-term financial assets, income from financial operations, personal costs and prior period retained loss.

In this work, we firstly applied longitudinal logistic regression (GLMM) on this “best” combination of 5 predictors. In order to compare the prediction error of RE-EM and GLMM classifiers we used the same training and testing data sets as in mentioned work. The predictor variables (with the exception in the categorical variable Number of registered employees; variable with 16 categories) were rescaled for the purpose of suppressing the effect of very different scales of some predictor variables. It causes difficulties in GLMM as the covariance structure is estimated. According to the statistical significance of

the estimated (fixed) parameters we chose the subset of predictor variables and next we fit the second regression model with less parameters.

Tab. 4 Financial indicators (*Source: author's work*)

Financial distress	Accrued assets
Number of changes to the Board of directors	Equity
Number of registered employees (in intervals in actual period)	Prior period retained loss
Long-lived intangible assets	Net income after taxes
Long-lived tangible assets	Provisions
Long-term financial assets	Short-term liabilities
Inventory	Long-term liabilities
Long-term receivables	Bank loans and assistance
Short-term receivables	Long-term bank loans
Short-term financial assets	Short-term bank loans
Accruals	Income from financial operations
Income from ordinary operation	Interest expense
Value added	Ordinary income after taxes
Personal costs	Extraordinary expenses
Revenue from disposal of long-lived assets and material	Net income after taxes

The comparison of 3 classifiers (RE-EM, GLMM with 5 predictors, GLMM with subset of statistically significant predictors) was based on the prediction error estimated on the independent testing 2013 data and comparing other information criteria AIC and BIC.

The training data set consists of repeated measurements collected over 4 consecutive years, which are supposed to be dependent. The within-subject (company) measurements dependency (correlation) prevents the possibility to use the classical logistic regression belonging to the family of generalized linear regression models as a classification method. When dealing with the within-subject measurements dependency the possible regression method, that can be used, is generalized linear mixed effects model (GLMM) under the condition that the probability distribution of the dependent variable belongs to the exponential family. The binomial distribution is one of such distributions. The GLMM for binomial distribution with logit link function is called longitudinal logistic regression.

The GLMM for i -th object can be expressed as:

$$(x + a)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k a^{n-k} \quad (1)$$

$$\mathbf{Y}_i \sim \text{Binomial}(\mu_i), \quad (2)$$

$$E(y_i) = \mu_i \quad \text{and} \quad \text{var}(y_i) = \mu_i, \quad (3)$$

$$\mu_i = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}_i \mathbf{b}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i, \quad (4)$$

vector $\mathbf{Y}_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT_i})'$ consists of T_i repeated measurements of dependent variable for i -th object. The logit link function links the mean μ of Y to the predictor function (the right side of equation 3). The elements of design matrices \mathbf{X}_i with dimension $(T_i \times J)$ and \mathbf{Z}_i ($T_i \times Q$) are collected values of independent variables, where J is number of independent variables X_i with fixed effects on dependent variable Y and Q denotes quantity of independent variables Z_q with random effects. Vector of fixed effects $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_J)'$ with dimension $(J + 1) \times 1$ contains fixed effects (parameters) of J independent variables X_j .

Vector of random effects $\mathbf{b}_i = (b_{i1}, \dots, b_{iQ})'$ of dimension $(Q + 1) \times 1$ consists of Q random effects of Q independent variables Z_q . Random effects b_i for i -th object are normally distributed random variables with expected value equal to zero and finite constant variance ψ_q^2 . The assumptions about random effects can summarize as follows $b_i \sim N(\mathbf{0}, \Sigma)$, where Σ is positive semi-definite variance-covariance matrix of random effects with dimension $(Q \times Q)$, where variances of Q random effects are on the principal diagonal and covariances between random effects $\psi_{qq'}$ are out of the diagonal. Variances ψ_q^2 and covariances $\psi_{qq'}$ between random effects $b_q, b_{q'}$ are constant between objects. Normally distributed random variable $\boldsymbol{\varepsilon}_i$ is an unknown vector of random errors with null expected value and constant variance. The distribution assumptions can be written as $\boldsymbol{\varepsilon}_i \sim N(0; \mathbf{R}_i)$, where \mathbf{R}_i is variance-covariance matrix of random errors ($T_i \times T_i$) with constant T_i variances on the principal diagonal and null covariances out of the diagonal. It is assumed null covariance between vector of random effects and vector of random errors, i.e. $\text{cor}(\mathbf{b}_i, \boldsymbol{\varepsilon}_i) = 0$.

In the predictor function (3) is added term $\mathbf{Z}_i \mathbf{b}_i$ in comparison with logistic regression. In other words, the longitudinal logistic regression model is logistic regression model extended with random effects.

All calculations were run in the statistical system R (R Core Team, 2013). We fitted the GLMM using glmer function in the R package lme4 (Bates et al., 2015). We estimated regression parameters using an adaptive Gaussian

Hermite approximation of the likelihood with 10 integration points. This approximation was intractable to compute in our case as we fitted 20 fixed effects (parameters) from 27684 observations = 4 (years) * 6921 (companies) and also incorporated random intercept in our model to deal with the within-subject dependency. We changed the optimizer to "bobyqa" in order to be able to carry out such a complex computation.

The statistical significance (according to individual Walds's t-tests) of fixed effects was tested at a 5% significance level. P-values are calculated from t statistics, where degrees of freedom are based on Satterthwaite approximation. The testing of fixed effects was performed by the R package lmerTest (Kuznetsova et al., 2016).

3 Results

GLMM was estimated on the 2009-2012 training set. According to RE-EM tree the 5 predictors (the number of employees, short-term financial assets, income from financial operations, personal costs and prior period retained loss) were incorporated in the regression model as independent variables in the first step. The estimated fixed effects and their statistical significance (p-values) are displayed in the Table 2. The fixed effects of two independent variables: personal costs and income from financial operations are not statistically significant in the model.

Tab. 2 Estimates of fixed parameters of the first GLMM containing the "best" combination of 5 predictors. (Source: author's work)

<i>Indep. var</i>	<i>Estimate</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z value</i>	<i>Pr(> z)</i>
Intercept	-5.345	0.500	-10.693	<0.0001
Emp-cat1	1.383	0.525	2.638	0.008
Emp-cat2	2.109	0.507	4.157	<0.0001
Emp-cat3	2.482	0.518	4.788	<0.0001
Emp-cat4	3.195	0.510	6.264	<0.0001
Emp-cat5	3.395	0.505	6.728	<0.0001
Emp-cat6	3.494	0.503	6.941	<0.0001
Emp-cat7	3.424	0.519	6.593	<0.0001
Emp-cat11	3.580	0.502	7.129	<0.0001
Emp-cat12	3.751	0.505	7.433	<0.0001
Emp-cat21	3.768	0.520	7.245	<0.0001
Emp-cat22	3.573	0.540	6.622	<0.0001
Emp-cat23	4.121	0.560	7.369	<0.0001
Emp-cat24	4.426	0.554	7.984	<0.0001
Emp-cat25	4.617	0.631	7.316	<0.0001
Emp-cat31	5.136	0.865	5.937	<0.0001
PC	-0.007	0.067	-0.100	0.920

S-T FA	-0.111	0.046	-2.414	0.016
PPRL	-0.070	0.039	-1.776	0.076
IFO	-0.007	0.030	-0.227	0.821

Legend: emp-cat = the category of number of employees (categorical variable), PC = personal costs, S-T FA = short-term financial, PPRL = prior period retained loss, IFO = income from financial operations, Indep. var = independent variable

The second fitted GLMM contains 3 predictor variables (number of employees, short-term financial and prior period retained loss) chosen on the basis of the statistical significance of the estimated (fixed) parameters in the first model. The estimated fixed parameters of the second model and their statistical significance are tabularized in Table 3. All fixed effects are significant at 10 % significance level.

Tab. 3 Estimates of fixed parameters of the second GLMM containing the subset of 3 predictors. (Source: author's work)

<i>Indep. var</i>	<i>Estimate</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z value</i>	<i>Pr(> z)</i>
Intercept	-6.398	0.453	-14.136	<0.0001
Emp-cat1	1.435	0.472	3.038	0.002
Emp-cat2	3.026	0.461	6.561	<0.0001
Emp-cat3	3.517	0.472	7.446	<0.0001
Emp-cat4	4.185	0.464	9.020	<0.0001
Emp-cat5	4.409	0.458	9.622	<0.0001
Emp-cat6	4.522	0.457	9.894	<0.0001
Emp-cat7	4.456	0.475	9.386	<0.0001
Emp-cat11	4.619	0.456	10.140	<0.0001
Emp-cat12	4.790	0.458	10.469	<0.0001
Emp-cat21	4.807	0.473	10.171	<0.0001
Emp-cat22	4.609	0.490	9.399	<0.0001
Emp-cat23	5.157	0.508	10.157	<0.0001
Emp-cat24	5.455	0.488	11.171	<0.0001
Emp-cat25	5.634	0.519	10.866	<0.0001
Emp-cat31	6.133	0.667	9.157	<0.0001
S-T FA	-0.111	0.046	-2.419	0.015
PPRL	-0.074	0.040	-1.882	0.060

Legend: emp-cat = the category of number of employees (categorical variable), S-T FA = short-term financial, PPRL = prior period retained loss, Indep. var = independent variable

The predictive abilities of GLMM models were evaluated on the 2013 data and expressed by confusion matrices and error rates; these are presented in Table 3. The threshold for labelling the company as being in financial distress was set to the level of the estimated probability 0.3. The Table 3 also shows the

information criteria (AIC, BIC) evaluating the predictive ability of the models. The error rates for both models are equal to 23.3%. Model 1 fit our training data with slightly higher likelihood (AIC and BIC are lower).

Tab. 4 Confusion matrix of GLMM models. (Source: author's work)

	<i>Predicted class</i>					
	<i>Model 1 (5 predictors)</i>			<i>Model 2 (3 predictors)</i>		
<i>Actual class</i>	in distress	not in distress	error rate	in distress	not in distress	error rate
<i>in distress</i>	1456	241	14,2%	1458	239	14,1%
<i>not in distress</i>	358	515	41,0%	359	514	41,1%
<i>Total error rate:</i>	23.3%			23.3%		
<i>AIC:</i>	13584,8			14019,5		
<i>BIC:</i>	13743,6			14165,9		

4 Conclusions

We estimated GLMM to verify the quality of our previously constructed RE-EM classifier. The GLMM partially confirms the results from RE-EM classification that the most important predictor is number of employees. The other 2 independent variables (short-term financial and prior period retained loss) are significant predictors. The results from our first model do not support the idea that personal costs and income from financial operations are strong predictors. When these two considered predictors were excluded from the model the error rate did not change. Thus, application of GLMM on preselected set of predictors gave us better insight into the relationship description between predictors and outcome.

The results of the regression modelling presented in this paper show that the simpler classifier based on longitudinal logistic regression containing less (i.e. only three) predictors have slightly lower error rate compared to 26.7% for the RE-EM classifier. Nevertheless, it is necessary to bear in mind that the error rate of RE-EM classifier was estimated on independent training set containing 6901 companies and the error rate of GLMM was estimated on subset of 2570 companies with complete data for all 5 considered predictors. In future work, we try to investigate the robustness of estimated error rates (GLMM 23.3% and RE-EM 26.7%) using a different (more actual) 4-year period window.

5 References

Altman, E. I. (1968). *Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy*. The Journal of Finance, vol. 23, iss. 4, pp. 583-609.

- Altman, E. I. (1983). *Corporate Financial Distress: A Complete Guide to Predicting, Avoiding, and Dealing with Bankruptcy*. New York: Wiley.
- Balcaen, S., & Ooghe, H. (2006). *35 Years of Studies on Business Failure: An Overview of the Classic Statistical Methodologies and Their Related Problems*. *The British Accounting Review*, vol. 38, iss. 1, pp. 63–93.
- Bates, D., Maechler, M., Bolker, B., Walker, S. 2015. *Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4*. *Journal of Statistical Software*, vol. 67, iss. 1, pp. 1-48.
- Boda, M., & Úradníček, V. (2016). *The portability of Altman's Z-score model to predicting corporate financial distress of Slovak companies*. In *Technological and Economic Development of Economy*, vol. 22, iss. 4, pp. 532-553.
- Brezigar - Masten, A., & Masten, I. (2012). *CART-based selection of bankruptcy predictors for the logit model*. *Expert Systems with Applications*, vol. 39, iss. 11, pp. 10153–10159.
- Král, P., Stachová, M., Sobišek, L. (2014). *Utilization of repeatedly measured financial ratios in corporate financial distress prediction in Slovakia*. In *17th AMSE, International Scientific Conference Proceedings, Poland. 2014*, pp.156-163, ISBN 978-83-7695-421-9.
- Kuznetsova, A., Brockhoff, P.B, Christensen R.H.B. (2016). *lmerTest: Tests in Linear Mixed Effects Models*. R package version 2.0-33. <https://CRAN.R-project.org/package=lmerTest>
- R Core Team (2013): R: a language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, <http://www.r-project.org/>.
- Sela, R. J., Simonoff, J. S. (2011). *RE-EM Trees: A data mining approach for longitudinal and clustered data*. *Machine Learning*, vol. 86, pp. 169-207.
- Stachová, M., Král, P., Sobišek, L., & Kakaščík, M. (2015). *Analysis of financial distress of Slovak companies using repeated measurement*. In *18th AMSE, International Scientific Conference Proceedings, Czech Republic*.
- Stachová, M., Sobišek, L. (2016). *Financial distress criteria defined by clustering of longitudinal data*. In *Conference proceedings: the 10th international days of statistics and economics, September 8–10, 2016, Prague*, pp. 1703-1712.

6 Acknowledgement

Lukáš Sobišek has been supported by the project of the University of Economics, Prague - Internal Grant Agency, project No. 44/2017 “Clustering and regression analysis of micro panel data”.

Mária Stachová has been supported by the PROJECT VEGA NO. 1/0093/17 Identification of risk factors and their impact on products of the insurance and saving schemes.

Regionální aktiva domácností Regional assets of households

Jan Zeman, Václav Vrabec

Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky, nám. W. Churchilla 4,
130 67 Praha 3

University of Economics, Prague, Faculty of Informatics and Statistics, W. Churchill sq. 4,
130 67 Prague 3, Czech Republic

jan.zeman@vse.cz, xvrav00@vse.cz

Abstrakt: *V současné době je jak na národní, tak na mezinárodní úrovni věnována čím dál větší pozornost tématu životní úrovně domácností. S ní souvisí i bohatství domácností, které lze měřit pomocí čistého jmění domácností jako rozdíl mezi aktivy a pasivy. Rozvahy jsou v České republice oficiálně publikovány na úrovni národního hospodářství a institucionálních sektorů pouze za Českou republiku jako celek. Cílem tohoto příspěvku je představit postup regionalizace aktiv domácností do jednotlivých regionů České republiky na úrovni krajů (NUTS 3) a první výsledky, které budou východiskem pro další postup při výpočtu čistého jmění domácností a konstrukci dalších indikátorů popisujících životní úroveň domácností.*

Abstract: *The issue of living standards of households is given an increasing attention both at national and international level in these days. A household's wealth connected with this issue can be measured by the net worth of households as the difference between households' assets and liabilities. In the Czech Republic, balance sheets are officially published at the level of national economy and institutional sectors only for the country as a whole. The aim of this contribution is to introduce the process of the households' assets regionalization in the NUTS 3 regions and first results that will be the basis for further research in the households' net worth calculation and construction of the additional indicators describing their living standard.*

Klíčová slova: *Domácnosti, kraje České republiky (NUTS 3), nefinanční a finanční aktiva, regionalizace*

Key words: *Households, Czech NUTS 3 regions, Nonfinancial and financial assets, Regionalization*

1 Úvod

Životní úroveň domácností patří mezi diskutovaná témata, kterým je věnována čím dál větší pozornost i na mezinárodní úrovni. Problematikou rozdělení bohatství, která s tímto tématem úzce souvisí, se autoři zabývali již v 60. letech 20. století ve Spojených státech amerických, kde vznikla celá řada studií. Rosnick a Baker (2014) publikovali studii o čistém jmění domácností v členění podle věkových skupin a sociálních skupin. Podobné studie byly publikovány také v Evropě, konkrétně ve Spojeném království (Office for National Statistics, 2013). Poměrně významným šetřením v rámci Evropské unie (pouze v zemích platících eurem) je pak šetření o financích a spotřebě domácností (Household Finance and Consumption Survey), ve kterém jsou

sledovány demografické charakteristiky domácností, příjmy, výdaje, majetek, závazky, apod. Na základě těchto řad vzniklo taktéž mnoho studií, například o rozdílech v bohatství domácností mezi regiony na Slovensku (Messner a Zavadil, 2014).

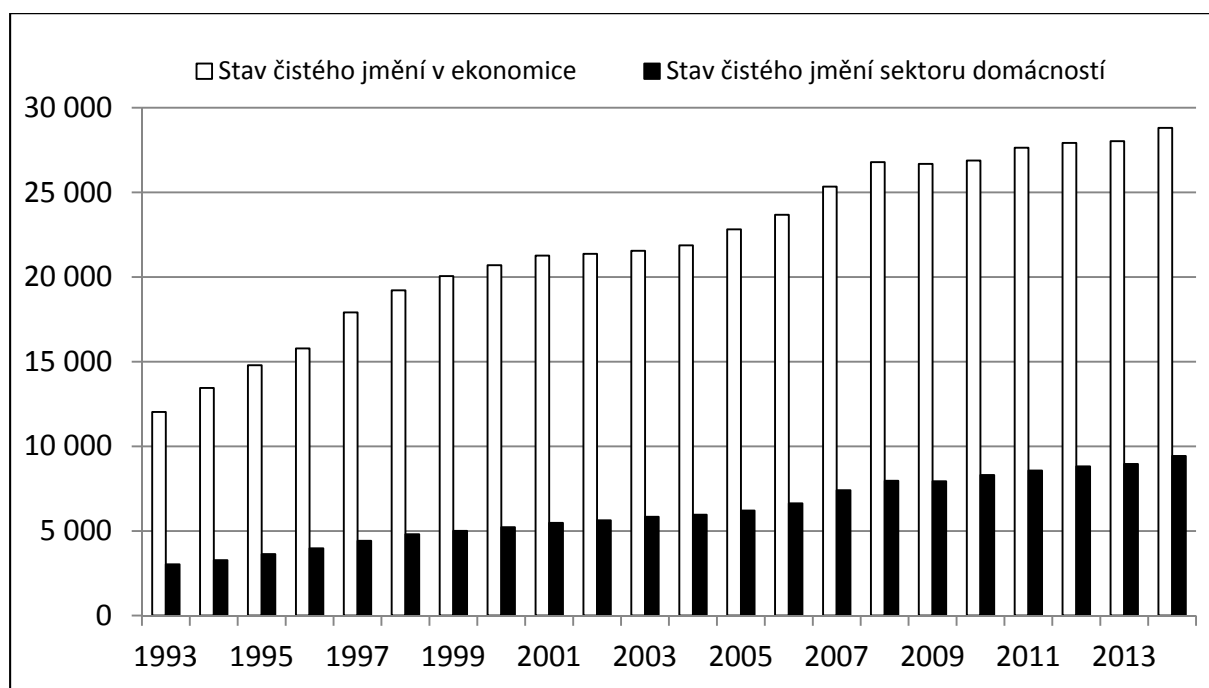
Informace o životní úrovni domácností České republiky lze nalézt v několika statistických zdrojích. Problémem je však skutečnost, že údaje mezi sebou často nejsou srovnatelné. Hlavním zdrojem jsou národní účty publikované Českým statistickým úřadem (ČSÚ), které poskytují komplexní informace o sektoru domácností. Součástí národních účtů však není jejich regionální členění. Dalšími zdroji jsou Výběrové šetření příjmů a životních podmínek známé pod zkratkou EU-SILC (ČSÚ, 2016) a statistika rodinných účtů (ČSÚ, 2015²). Tyto dva zdroje jsou však založeny na rozdílné metodice a navíc nejsou porovnatelné s celkovou hodnotou ukazatelů v národních účtech. Další možný pohled nabízejí například Čadil et al. (2012) a Kramulová et al. (2016), kteří odhadli regionální cenové hladiny a analyzovali jejich vliv na životní úroveň domácností.

Cílem tohoto příspěvku je představit proces a první výsledky regionalizace většiny položek vyrobených nefinančních aktiv a finančních aktiv za referenční rok 2014, ze kterých bude vypočten ukazatel čistého jmění domácností jako ukazatel bohatství, na který je zaměřen celý náš výzkum. Jeho výstupem bude skupina vzájemně konzistentních indikátorů popisujících životní úroveň domácností v České republice. V následující, druhé, kapitole je stručně pojednáno o čistém jmění domácností, jeho vývoji a dále obecně o pojmu regionalizace. Poslední dvě kapitoly jsou věnovány samotnému procesu regionalizace, a to jednak nefinančních aktiv (kapitola třetí) a finančních aktiv (kapitola čtvrtá). V závěru jsou shrnuty dosažené výsledky, nejdůležitější poznatky a nastíněn další postup v našem výzkumu.

2 Regionální čisté jmění

Čisté jmění domácností představuje koncept, který lze vztáhnout na jednotlivce, domácnosti i podniky a lze jej považovat jedno z možných a významných měřítek bohatství (Dubská, 2013). Jeho dlouhodobý růst vypovídá o dobré finanční situaci. Je založeno na hodnotě aktiv a pasiv v tržních cenách. V kontextu tohoto příspěvku na čisté jmění můžeme nahlížet jako na ukazatel čisté ekonomické pozice jednotlivce či domácnosti vyjádřený rozdílem mezi aktivy a pasivy. Mezi typické příklady položek aktiv jsou zahrnována obydlí, vozidla, prostředky na penzijních účtech a další investice. Závazky naproti tomu zahrnují typicky hypoteční úvěry, krátkodobé i dlouhodobé půjčky, například na nákup vozidla či další osobní půjčky. Nehmotná aktiva obvykle nejsou do čistého jmění zahrnována, ačkoliv mohou pozitivně přispívat k celkové ekonomické pozici.

V Grafu 1 je zachycena časová řada vývoje čistého jmění celé ekonomiky a domácností v České republice, z kterého je patrné, že dlouhodobě má čisté jmění rostoucí trend. V současné době zaujímá čisté jmění domácností již přibližně jednu třetinu celkového čistého jmění.



Graf 1 Čisté jmění v ekonomice a v sektoru domácností České republiky v běžných cenách v mld. Kč (Zdroj: vlastní zpracování s využitím dat ČSÚ)

Komplexní přehled a členění položek rozvahy je představeno např. v Nařízení Evropského Parlamentu a Rady (Evropská Komise, 2010). Tabulka 1 zachycuje položky na straně aktiv. Rozvahy za Českou republiku a jednotlivé sektory publikuje oficiálně ČSÚ.

Vzhledem k tomu, že aktiva (ani pasiva) domácností nejsou sledována v regionálním členění, ale pouze za zemi jako celek, byli jsme nuceni přistoupit k jejich regionalizaci, která nám následně umožní spočítat čisté jmění domácností v jednotlivých regionech. Regionalizace údajů představuje proces, při kterém jsou pomocí určitých regionalizačních klíčů rozpočítány údaje za větší územní celky do menších územních celků. Ke každému konkrétnímu ukazateli je však potřeba přistupovat individuálně a zejména z věcného hlediska je potřeba takový klíč najít. Podrobněji se tomuto tématu věnují např. Kramulová a Musil (2013), další související postupy uvádí Gillula (1981).

Tab. 1 Klasifikace aktiv a závazků (*Zdroj: Evropská komise, vlastní úprava*)

AN.	NEFINANČNÍ AKTIVA
AN.1	<i>Vyrobená nefinanční aktiva</i>
AN.11	Fixní aktiva
AN.12	Zásoby
AN.13	Cennosti
AN.2	<i>Nevyráběná nefinanční aktiva</i>
AN.21	Přírodní zdroje
AN.22	Smlouvy, pronájmy a licence
AN.23	Čistý nákup goodwillu a marketingových aktiv
AF.	FINANČNÍ AKTIVA
AF.1	Měnové zlato a zvláštní práva čerpání
AF.2	Oběživo a vklady
AF.3	Dluhové cenné papíry
AF.4	Půjčky
AF.5	Účasti a podíly v investičních fondech
AF.6	Pojistné, penzijní a standardizované záruční programy
AF.7	Finanční deriváty a zaměstnanecké opce na akcie
AF.8	Ostatní pohledávky/závazky

3 Regionalizace nefinančních a finančních aktiv domácností

Nefinanční aktiva domácností zahrnují jednak vyrobená nefinanční aktiva a jednak nevyráběná nefinanční aktiva. Na vyrobená nefinanční aktiva můžeme nahlížet jako na aktiva, která jsou výsledkem výrobního procesu a jsou členěna tak, aby byla jasně rozlišena jejich úloha v tomto procesu. Do této skupiny zahrnujeme fixní aktiva, která se používají ve výrobě déle než jeden rok, dále zásoby používané ve výrobě jako mezispotřeba, případně jako předmět dalšího prodeje. Poslední položkou jsou cennosti, které slouží výhradně pro uchování hodnot. Naproti tomu nevyráběná nefinanční aktiva vznikají jiným než výrobním procesem a patří sem přírodní zdroje, pozemky, smlouvy, pronájmy, licence, goodwill a další marketingová aktiva.

3.1 Obydlí

Obydlí jsou jednou z nejvýznamnějších aktivních položek domácností, která spadá do skupiny fixních aktiv. Pro odhad hodnoty obydlí jsme v rámci naší analýzy využili data ČSÚ. První datový soubor, který jsme pro naši analýzu využili, se vztahuje k informacím o ploše obydlených bytů. Tato data byla získána ze Sčítání lidu, domů a bytů 2011 (SLDB). Využili jsme plochu obydlených bytů (v m²) v krajích podle právního důvodu užívání. Data ze SLDB

poskytují informaci o struktuře obydlí podle krajů, která je důležitá pro stanovení regionální hodnoty obydlí domácností. Rozdělení plochy bytů podle právního důvodu užívání bylo důležité proto, aby bylo možné odlišit byty vlastněné a byty obývané pouze domácnostmi. Domácnostem byly přisouzeny pouze byty, které využívají ve vlastním domě a byty v osobním vlastnictví. Pro stanovení hodnoty obydlí domácností jsou dále důležité údaje o ceně plochy obydlí domácností v jednotlivých krajích. Využili jsme proto data o průměrné kupní ceně za m² plochy bytu (v regionálním členění) za rok 2014 (ČSÚ, 2015¹). Následný odhad hodnoty obydlí domácností byl proveden prostým součinem obydlené plochy v m² a ceny této plochy za m². Nicméně takto odhadnutá celková hodnota obydlí za Českou republiku nebyla shodná s údaji v národních účtech. Z důvodu zachování konzistence s národními účty byly prvotní odhady upraveny, přičemž byla zachována původní regionální struktura.

3.2 Další fixní aktiva a zásoby

Regionalizace dalších fixních aktiv v členění: ostatní budovy a stavby, stroje a zařízení, pěstované biologické zdroje, produkty duševního vlastnictví a položky zásob, které představují méně významnou část nevyráběných nefinančních aktiv. Výhodou těchto položek je skutečnost, že patří pouze do subsektoru domácností jako podnikatelů. Díky tomu mohla být regionalizace provedena s využitím dostupnosti regionálních údajů o ekonomických subjektech podle počtu zaměstnanců a převažující činnosti dle sekcí klasifikace CZ-NACE, které nám poskytl ČSÚ. K tomuto kroku jsme mohli přistoupit vzhledem k tomu, že domácnosti jako spotřebitelé, na rozdíl od domácností jako podnikatelů, mohou investovat pouze do obydlí. Vyšli jsme ze skutečnosti, že domácnosti mohou vystupovat jako jediný sektor ve formě osob samostatně výdělečně činných (OSVČ). Tyto jsou představovány ekonomickými subjekty s nulovým počtem zaměstnanců. Z počtu takovýchto ekonomických subjektů byla poté zjištěna regionální struktura, která byla následně zkombinována s údaji jednotlivých položek příslušných skupin aktiv v dvoumístném (v některých případech trojmístném) členění CZ-NACE, které byly agregovány na sekce. Kombinace těchto údajů spočívá v tom, že váhy představující regionální strukturu OSVČ byly aplikovány na celkové hodnoty jednotlivých (výše uvedených) položek aktiv, čímž jsme dosáhli konečné regionalizace. Poslední položku nevyráběných nefinančních aktiv představují cennosti. U této položky je však k dispozici pouze celková hodnota, zatímco struktura jejího zastoupení mezi sekcemi CZ-NACE chybí. Regionalizace cenností tak bude řešena zvlášť. Stejně tak bude zvlášť řešena skupina nevyráběných nefinančních aktiv, především pak položka půdy a pozemků, u které čelíme nedostatečnému množství datových zdrojů.

3.3 Finanční aktiva domácností

Finanční aktiva představují aktiva, která jsou kromě prostředku směny i uchovatelem hodnoty a ekonomickému vlastníku přináší prospěch vyplývající z jejich držby (Evropská komise, 2010). Regionalizace těchto aktiv je poměrně složitou záležitostí, jelikož v literatuře není tato problematika téměř vůbec řešena. Proto jsme přistoupili k určitému zjednodušení a jako regionalizační klíč jsme zvolili kritérium příjmu domácností, a to formou ukazatele čistý disponibilní důchod domácností, který náleží do příjmové oblasti. Na základě jeho struktury jsme dopočítali jednotlivé položky finančních aktiv pro jednotlivé regiony. Čistý disponibilní důchod zahrnuje následující položky:

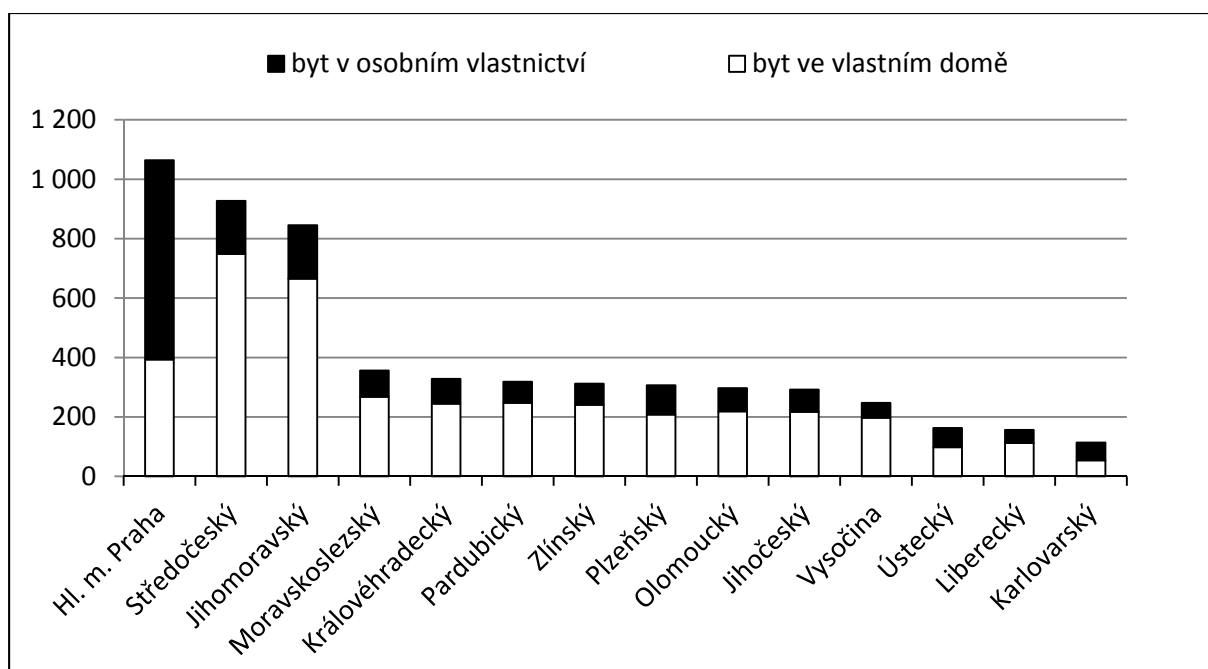
- mzdy a platy zaměstnanců,
- příjmy podnikatelů v sektoru domácností,
- čisté příjmy z majetku,
- čisté sociální příjmy.

4 Výsledky regionalizace položek aktiv domácností

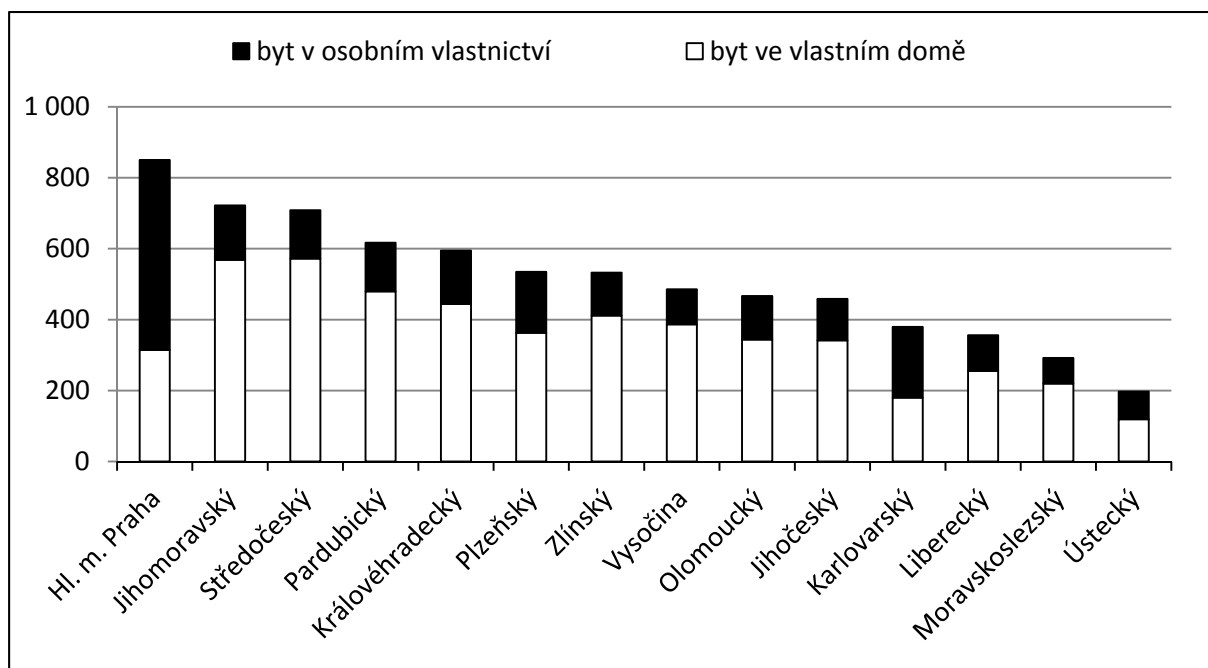
Nejvyšší hodnotou obydlí (1 064 mld. Kč) disponují domácnosti v hlavním městě Praze. Následuje kraj Středočeský (927 mld. Kč) a Jihomoravský (845 mld. Kč). Domácnosti v ostatních krajích disponují hodnotou obydlí podstatně nižší a za prvními třemi kraji výrazně zaostávají. Domácnosti v kraji Moravskoslezském, Královéhradeckém, Pardubickém, Zlínském, Plzeňském, Olomouckém, Jihočeském a v kraji Vysočina tvoří celek, u kterého se hodnota obydlí pohybuje v rozmezí 248 až 356 mld. Kč. Poslední tři kraje – Ústecký, Liberecký a Karlovarský – opět s odstupem zaostávají. Hodnoty obydlí v těchto regionech se pohybují mezi 114 a 163 mld. Kč. Faktorem, který má za následek nejvyšší hodnotu obydlí v Hl. m. Praze, je velmi vysoká cena obytné plochy (44 635 Kč/m²), což je téměř dvakrát více než v Jihomoravském kraji, který vykázal druhou nejvyšší cenu. Naopak, nejnižší hodnoty obydlí – v Libereckém a Karlovarském kraji – jsou způsobeny oběma faktory, tedy nízkou cenou obytné plochy a taktéž nízkou obytnou plochou. Zajímavého výsledku dosáhl Ústecký kraj, ve kterém domácnosti disponují pátou největší plochou, avšak ceny jsou zcela jednoznačně nejnižší mezi regiony České republiky (7 528 Kč/m²). Proto je Ústecký kraj umístěn až na dvanáctém místě co do hodnoty obydlí domácností.

Jediným regionem, kde je větší část z hodnoty obydlí domácností ve vlastním bytě a nikoliv ve vlastním domě, je Hl. m. Praha. Tento jev je dán strukturou velkého města, jakým Praha je a v jakém převažuje bytová zástavba. Lidé tak zde bydlí především v bytech. Naopak v krajích s menší hustotou zalidnění a větší rozlohou převažuje vlastnictví domů. Graf 2 zaznamenává poměry hodnot obydlí ve vlastním domě a v osobním vlastnictví.

Vyšší vypovídací hodnotu může mít však hodnota obydlí vztážená k počtu obyvatel žijících v těchto krajích (viz Graf 3). Rozdíly napříč kraji již nejsou tak významné. Nejvyšší hodnota obydlí domácností je v přepočtu na jednoho obyvatele stále v Hl. m. Praze (856 tis. Kč) Při přepočtu na jednoho obyvatele již nemá nejnižší hodnotu obydlí Karlovarský kraj, ale Ústecký kraj (197 tis. Kč). Tento propad Ústeckého kraje je zapříčiněn jeho poměrně vysokým počtem obyvatel, který je téměř třikrát vyšší než počet obyvatel v kraji Karlovarském.



Graf 2 Hodnota obydlí domácností v mld. Kč (Zdroj: vlastní zpracování s využitím dat ČSÚ)



Graf 3 Hodnota obydlí domácností na 1 obyvatele kraje v tis. Kč (Zdroj: vlastní zpracování s využitím dat ČSÚ)

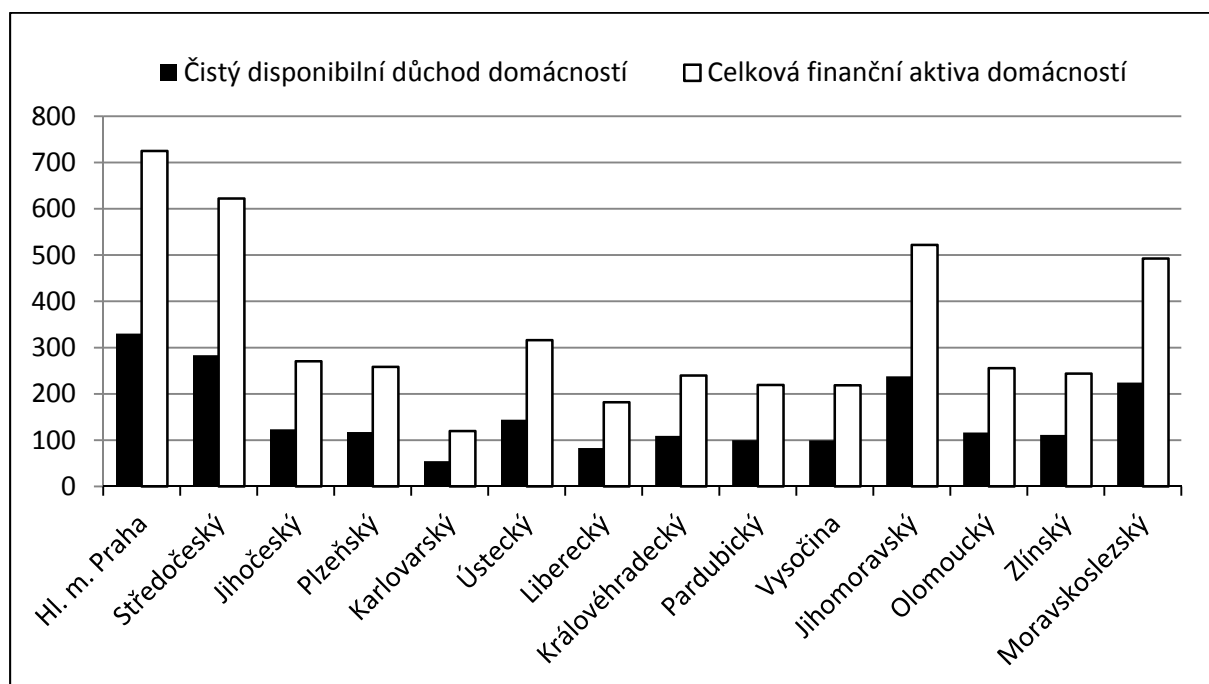
Z výsledků regionalizace zbytku fixních aktiv a položky zásob, které jsou uvedeny v Tabulce 2, vyplývá, že hodnota ostatních budov a staveb (tedy s vyloučením obydlí) je silně provázána s výskytem větších měst. Mimo Prahu se jedná zejména o města Brno, Ostrava či Ústí nad Labem. Téměř identicky lze interpretovat i výsledky regionalizace položky stroje a zařízení, kde klíčovou roli hraje přítomnost těžkého průmyslu soustředěného právě do velkých měst. Položka pěstovaných biologických zdrojů je ve skupině fixních aktiv svými hodnotami zanedbatelná (tvoří pouze 0,03 % fixních aktiv). Podle očekávání zde vyšších hodnot dosahují regiony s vyšším podílem zemědělské půdy, avšak výsledky jsou taktéž silně korelovány, na rozdíl od ostatních položek, s celkovou rozlohou příslušného regionu. Podobně i velikost zásob je silně ovlivněna velikostí regionů, ale ještě více počtem obyvatel v nich žijících.

Tab. 2 Výsledky regionalizace fixních aktiv (mimo obydlí) a zásob v mil. Kč, běžné ceny
(Zdroj: vlastní výpočet s využitím dat ČSÚ)

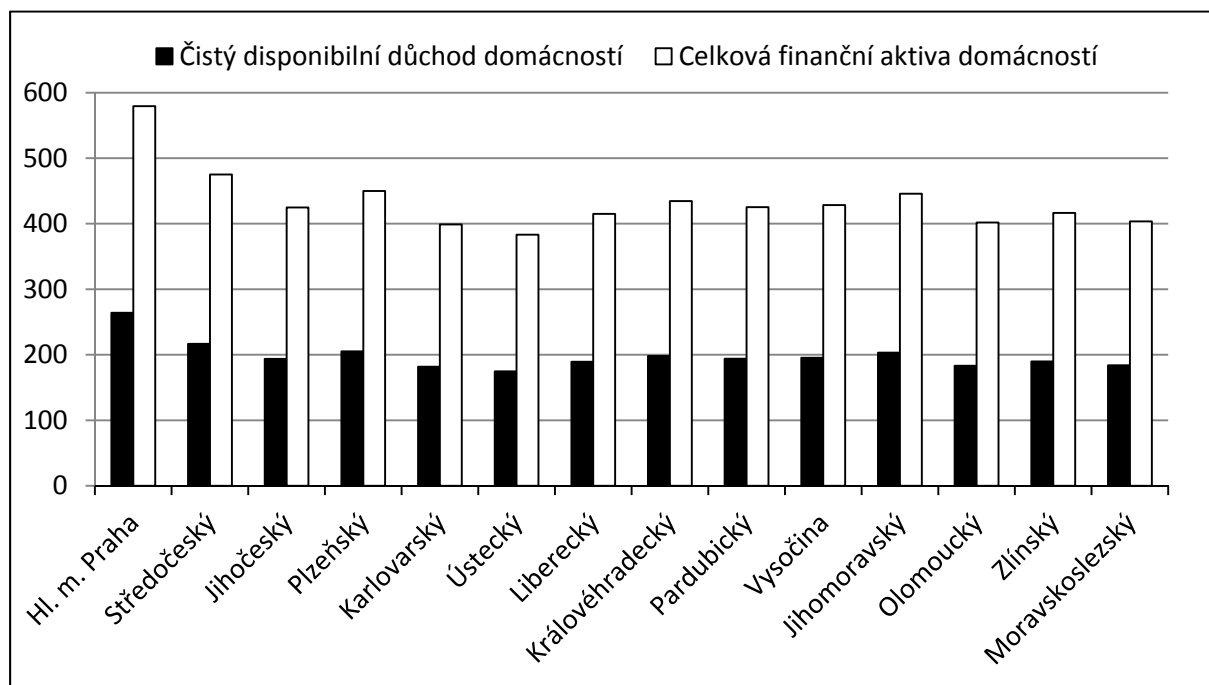
Region	Ostatní budovy a stavby	Stroje a zařízení	Pěstované biologické zdroje	Produkty duševního vlastnictví	Zásoby
Hl. m. Praha	35 686	44 647	107	706	28 033
Středočeský kraj	21 011	30 517	189	434	36 531
Jihočeský kraj	10 641	15 036	147	233	26 282
Plzeňský kraj	9 616	13 592	120	200	21 985
Karlovarský kraj	5 211	6 762	43	102	8 296
Ústecký kraj	11 190	15 462	82	226	16 701
Liberecký kraj	7 897	11 198	65	158	12 788
Královéhradecký kraj	8 959	12 609	99	184	18 541
Pardubický kraj	7 536	10 822	82	161	15 463
Kraj Vysočina	7 177	10 598	113	149	19 974
Jihomoravský kraj	19 253	27 032	180	388	34 476
Olomoucký kraj	9 030	13 026	96	194	18 040
Zlínský kraj	8 992	13 172	85	176	16 336
Moravskoslezský kraj	15 731	21 754	125	335	24 940
Česká republika	177 930	246 227	1 533	3 646	298 386

Celková finanční aktiva domácností v roce 2014, jejichž hodnotu publikoval ČSÚ, činila téměř 4,7 bilionu Kč, z nichž více než polovinu tvoří oběživo a vklady (51,7 %). Další významnou položku tvoří účasti a podíly v investičních fondech (28,2 %). Výsledky regionalizace finančních aktiv, které jsou zachyceny v Grafu 4, jednoznačně prisuzují nejvyšší část nejlidnatějším regionům, tedy Hl. m. Praze (725 mld. Kč) následovanému kraji Středočeským (622 mld. Kč), Jihomoravským (522 mld. Kč) a Moravskoslezským (492 mld. Kč). Jen tyto 4

regiony zaujímají přibližně polovinu celkových finančních aktiv domácností. I zde si všimněme Ústeckého kraje, který co do výše finančních aktiv (a tedy i čistého disponibilního důchodu domácností) obsadil páté místo.



Graf 4 Čistý disponibilní důchod a celková finanční aktiva domácností v mld. Kč
(Zdroj: vlastní zpracování s využitím dat ČSÚ)



Graf 5 Čistý disponibilní důchod a celková finanční aktiva domácností na 1 obyvatele
v tis. Kč (Zdroj: vlastní zpracování s využitím dat ČSÚ)

Přestože tento kraj patří k těm průměrně rozlehlym (až sedmé místo), sídlí zde poměrně vysoký počet obyvatel a tedy i počet domácností ve srovnání s podobně velkými kraji. Graf 5 zachycuje výši čistého disponibilního důchodu domácností a celkových finančních aktiv v přepočtu na 1 obyvatele. Z něj je patrné, že rozdíly mezi regiony se poměrně významně vyrovnaly. Opět zde dominuje Hl. m. Praha s finančními aktivy v hodnotě téměř 580 tis. Kč na 1 obyvatele. Naopak, v důsledku jeho vysoké hustoty osídlení se až na posledním místě umístil již zmíněný kraj Ústecký (383 tis. Kč na 1 obyvatele).

5 Závěr

V příspěvku byl představen postup regionalizace většiny položek aktiv domácností České republiky pro vybraný referenční rok 2014. Jedná se o dílčí úkol na cestě k výpočtu čistého jmění domácností jako ukazatele bohatství a následně ke konstrukci indikátorů, jejichž smyslem je popsat životní úroveň domácností. Regionální rozdíly v životní úrovni se obvykle hodnotí pomocí příjmů, které se liší. Oporou je statistika příjmů a životních podmínek (EU-SILC) a mzdová statistika. Data o výdajích domácností v regionálním členění Český statistický úřad nepublikuje, avšak tato oblast je předmětem zájmu vědecké obce. Nicméně, regionální rozdíly v příjmech případně úspoře domácností nemusí korespondovat s odlišným bohatstvím domácností. Komplexní pohled na bohatství domácností může být využit při formulaci regionálních a sociálních politik, například v oblasti bydlení.

Obydlí jsou nejvýznamnější položkou, která tvoří většinu hodnoty na straně aktiv. Na základě údajů ze Sčítání lidu, domů a bytů 2011 jsme odhadli hodnotu obydlí v jednotlivých regionech a pro zajištění lepší srovnatelnosti jsme vypočítali hodnotu obydlí na jednoho obyvatele. U dalších položek fixních aktiv a zásob jsme využili skutečnosti, že jsou sledovány pouze pro subsektor domácností jako podnikatelů a mohli jsme tak použít oficiální údaje v členění podle CZ-NACE a nahlížet na domácnosti jako na osoby samostatně výdělečně činné a údaje o jejich struktuře s nimi zkombinovat. Na základě těchto postupů se nám podařilo regionalizovat přibližně 78 % hodnoty celkových nefinančních aktiv. Poslední částí jsou finanční aktiva, kde jsme narazili na problém neexistence dohledatelného univerzálního ani jiného nápomocného postupu, jak se vypořádat s regionalizací takových položek. Proto jsme přistoupili ke zjednodušení a využili jsme jako regionalizační klíč strukturu čistého disponibilního důchodu domácností, na který se dá nahlížet jako na ukazatel příjmu, který tak připodobňuje do jisté míry povahu finančních aktiv. V současné době v rámci našeho dvouletého projektu dokončujeme proces regionalizace zbývajících položek aktiv (cennosti a nevyráběná nefinanční aktiva) včetně regionalizace položek na straně pasiv, kde bude možné využít například data o hypotečních úvěrech jako možný regionalizační klíč.

Výsledky regionalizace nejsou příliš překvapující a jsou velmi úzce provázány s velikostí populace žijící v jednotlivých regionech. Jednoznačně dominujícím regionem s více než 15 procentním podílem na celkové hodnotě regionalizovaných aktiv je Hl. m. Praha, které zaujímá prvenství u všech klíčových položek nefinančních i finančních aktiv. Velmi dobře dopadly také kraje Středočeský, Jihomoravský a Moravskoslezský, jejichž podíly dosáhly dvouciferných hodnot. Většina regionů dosáhla přibližně 4-7 procentních podílů. V této skupině se nejlépe umístil kraj Ústecký, kterému k jeho výsledku pomohla vysoká hustota osídlení, a tedy také poměrně významný podíl na hodnotě finančních aktiv. Naproti tomu nejmenší část celkových aktiv je alokována v kraji Karlovarském (2,6 %) a v kraji Libereckém (3,9 %), které jsou, s výjimkou Hl. m. Prahy, nejmenšími regiony v České republice.

6 Literatura

- Čadil, J., Mazouch, P., Musil, P., Kramulová, J. (2012). *Regional Price Levels in the Czech Republic – Preliminary Results and Application*. Regionální studia, 6(2), 52-57.
- Český statistický úřad (2015¹). *Ceny sledovaných druhů nemovitostí – 2012 – 2014*. [Dostupné na: <https://www.czso.cz/documents/10180/20549563/0140061514.pdf/81adf1e2-affb-4f42-b20a-85ea9ad7489c?version=1.0>]
- Český statistický úřad (2015²). *Statistika rodinných účtů – Metodika*. [Dostupné na: www.czso.cz/csu/czso/statistika-rodinnych-uctu-metodika]
- Český statistický úřad (2016). *Životní podmínky (EU-SILC) – Metodika*. [Dostupné na: www.czso.cz/csu/czso/zivotni-podminky-eu-silc-metodika]
- Dubská, D. (2013). *Domácnosti v ČR: příjmy, spotřeba, úspory a dluhy 1993-2012*. [Dostupné na: www.czso.cz/documents/10180/20534672/115911a+s+lit.pdf/4bc29412-9282-43be-bbff-8ad94bbb203e?version=1.0]
- Evropská Komise (2010). *Příloha A návrhu Nařízení Evropského Parlamentu a Rady o Evropském systému národních a regionálních účtů v Evropské unii*. [Dostupné na: www.ec.europa.eu/transparency/regdoc/rep/1/2010/CS/1-2010-774-CS-F1-7-ANNEX-26.Pdf]
- Gillula, J. W. (1981). *The Regional Distribution of Fixed Capital in the U.S.S.R.* [Foreign Economic Report No. 17.] Washington: Bureau of the Census
- Kramulová, J., Musil, P. (2013). Experimentální odhad složek výdajové metody regionálního HDP v ČR. *Politická ekonomie*, 61(6), 814-833.
- Kramulová, J., Musil, P., Zeman, J., Michlová, R. (2016). *Regional Price Levels in the Czech Republic – Past and Current Perspectives*. *Statistika: Statistics and Economy Journal*, 96(3), 22-34.
- Messner, T., Zavadil, T. (2014). *Regional Differences in Household Wealth Across Slovakia: Results from the first wave of the Household Finance and Consumption Survey*. [Occasional Paper 1/2014.] Bratislava: Národná banka Slovenska.

Office for National Statistics (2013). *Total Household Wealth by Region and Age Group*. [Dostupné na: www.webarchive.nationalarchives.gov.uk/20160105160709/http://www.ons.gov.uk/ons/dcp171776_313608.pdf]

Rosnick, D., Baker, D. (2014). *The Wealth of Households: An Analysis of the 2013 Survey of Consumer Finances*. [Dostupné na: www.cepr.net/documents/wealth-scf-2014-10.pdf]

7 Poděkování

Článek byl vypracován za finanční podpory Interní grantové agentury VŠE, projekt č. 52/2016 „Ukazatele životní úrovně domácností se zřetelem na regionalizaci a sociální skupiny“.

EKOMSTAT 2017

Informácia o 31. vedeckom seminári EKOMSTAT

EKOMSTAT 2017

Information about the 31st scientific seminar EKOMSTAT

Ivan Lichner

Ekonomický ústav Slovenskej akadémie vied, Šancová 56, 811 05 Bratislava

The Institute of Economic Research of Slovak Academy of Sciences, Šancová 56, 811 05

Bratislava, Slovakia

ivan.lichner@savba.sk

V dňoch 28. mája až 1. júna 2017 sa konalo tradičné podujatie EKOMSTAT, ktorý každoročne organizuje Slovenská štatistická a demografická spoločnosť (SŠDS) v spolupráci s Ekonomickým ústavom SAV. Podujatie sa uskutočnilo v priestoroch Domova speváckeho zboru slovenských učiteľov v Trenčianskych Tepliciach. Témou tohto ročného vedeckého seminára EKOMSTAT boli Kvantitatívne metódy na podporu rozhodovania vo vedecko-výskumnej, odbornej a hospodárskej praxi. Tento rok sa konal už 31. ročník podujatia a v príjemnom prostredí kúpeľného mesta sa stretlo celkovo 23 účastníkov.

O hladký priebeh konferencie sa postaral organizačný výbor v zložení Ivan Lichner a Marek Radvanský (obaja s Ekonomického ústavu SAV), ktorý pre účastníkov podujatia tradične zorganizoval aj sprievodný program: nedeľnú neformálnu diskusiu a spoločenský večer s občerstvením. Vedecký program seminára prebiehal formou prezentácií, workshopov a záverečnej diskusie. Prezentácie prebehli formou šiestich tematických blokov, pričom každý deň v doobedňajších hodinách sa konali dva bloky prezentácií. V poobedných hodinách sa v pondelok a v stredu uskutočnili dva workshopy zamerané na diskusiu, prezentáciu a výmenu skúseností s aplikáciou ekonometrických a štatistických metód v praxi.

V prvom dni podujatia sa prezentujúci venovali ohrozeniu chudobou alebo materiálnou depriváciou v SR a ČR (I. Stankovičová) a nástrojom korekcií nesprávneho medzinárodného fakturovania (M. Širáňová). Príspevky sa taktiež zamerali na spotrebu domácností v závislosti na zmene cien a ich príjmov (G. Dováľová), dôchodkom vyplácaným z druhého piliera dôchodkového systému (G. Szűcs) a štatistike vykazovania zamestnanosti v SR (V. Hvozdíková).

Počas druhého dňa boli prezentované príspevky zamerané na prognózu zamestnanosti v ČR (I. Lichner), možnosti riadenia implementácie operačných programov financovaných z európskych fondov v aktuálnom programovom období 2014-2020 (M. Radvanský) a využitie pravdepodobnostného modelu pri

profilácii uchádzačov o zamestnanie (M. Štefánik). Príspevky sa taktiež venovali možnostiam aplikácie CGE modelov na predikovanie vývoja trhu práce v ČR (T. Miklošovič) a empirickým odhadom úrovne štátneho dlhu maximalizujúcej hospodársky rast v krajinách EÚ (F. Ostrihoň).

Príspevky prezentované v tretí deň podujatia poskytli pohľad na sociálne odvody v Sociálnej poisťovni za rok 2016 v regionálnom členení a porovnanie priemerných vyplácaných dôchodkov a dôchodkových dávok zo sociálneho poistenia a z 2. piliera v rokoch 2015-2016 (A. Petrášová), problematiku merania a hodnotenia inovačného potenciálu regiónov SR (S. Koróny) a možné efekty alternatívneho regionálneho rozdelenia prostriedkov EŠIF (M. Radvanský).

V záverečný deň podujatia bolo zorganizované diskusné fórum, na ktorom boli diskutované otvorené metodické otázky, ktoré sa nepodarilo zodpovedať počas priebehu podujatia. Na záver sa organizátori poďakovali účastníkom vedeckého seminára za hodnotné príspevky.

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

Pohľad na 26. ročník seminára Výpočtová štatistika 2017

View of the 26th Seminar of the Computational Statistics 2017

Iveta Stankovičová

Slovenská štatistická a demografická spoločnosť, predsedníčka

Slovak Statistical and Demographic Society, President

iveta.stankovicova@fm.uniba.sk

História seminárov Výpočtová štatistika, ktoré dlhodobo organizuje Slovenská štatistická a demografická spoločnosť (SŠDS), sa začala písať v decembri roku 1986. Z iniciatívy zamestnancov Katedry štatistiky VŠE v Bratislave a Katedry štatistiky VŠE v Prahe, ktorí sa vtedy intenzívne zaoberali problematikou využívania výpočtovej techniky pri riešení štatistických a analytických úloh a tiež pri vyučovaní štatistiky. Miestom konania seminára bola dlhé roky budova Infostat na Dúbravskej ceste v Bratislave (roky 1986-2011). Od roku 2012 sa miesto konania zmenilo, pretože Infostat sa presťahoval. Spoluorganizátorom podujatia v roku 2012 sa okrem Fakulty managementu UK (FM UK) stala aj Prírodovedecká fakulta UK v Bratislave a miestom konania odvtedy sú veľmi pekné priestory na tejto fakulte v Mlynskej doline, konkrétne Prezentačné centrum AMOS v pavilóne B1.

Tematické zameranie seminára sa dlhé roky nemení. Sú prezentované a diskutované príspevky z nasledovných okruhov:

- obsah a využitie balíkov štatistických programov,
- spracovanie dátových súborov - kontrola údajov, extrémne hodnoty, nahradzovanie chýbajúcich hodnôt, ukladanie do databázových a/alebo štatistických databankových systémov,
- analýza rozsiahlych súborov údajov,
- vyučovanie výpočtovej štatistiky a príbuzných predmetov,
- iné.

Tento rok sa na medzinárodnom seminári Výpočtová štatistika 2017 zúčastnilo cca 30 účastníkov zo Slovenska a Čiech. Bolo prezentovaných 11 príspevkov v troch blokoch.

V prvom bloku sa Samuel Hudec z B. Bystrice (UMB) venoval zhlukovej analýze, ktorú aplikoval na panelové dátach. Lucia Kopecká z Pardubic aplikovala faktorovú a zhlukovú analýzu na to, aby analyzovala výskyt a liečbu chronických chorôb v krajinách EÚ. Tím Lukáš Sobíšek (VŠE Praha) a Mária Stachová (EF UMB B. Bystrica) prezentovali využitie modelov so zmiešanými efektami a metódy RE-EM stromu pri predikcii finančnej tiesne. Príspevok tiež z oblasti financií, o výkonnosti trackovacieho portfólia, predniesol Martin Boďa z UMB v B. Bystrici.

V druhom bloku vystúpili účastníci z Českej republiky. Diana Bílková (VŠE Praha) sa venovala analýze miezd v PPS vo vybraných krajinách EÚ a sveta. Jitka Langhamrová (VŠE Praha) predniesla príspevok z oblasti demografie, ktorý vypracovali 3 autori. Upozornila na výrazné zmeny v zložení obyvateľstva ČR podľa rodinného stavu a vzdelania po roku 1989. Jana Vrabcová (VŠE Praha) sa zamerala na analýzu finančnej situácie dôchodcov v ČR, konkrétne sa venovala exekúciám na dôchodkoch seniorov.

V treťom bloku vystúpil Gábor Szűcs (FMFI UK Bratislava) a prezentoval možnosti softvéru R pre viacrozmernú parametrickú a neparametrickú analýzu rozptylu (ANOVA metódy). Iveta Stankovičová (FM UK Bratislava) analyzovala ako sa v SR a v ČR plnia ciele Stratégie Európa 2020 v sociálnej oblasti (ukazovateľ AROPE). Ľubica Sipková (FHI EU Bratislava) porovnávala počty a financovanie sociálnych zariadení v rôznych regiónoch Slovenska.



Obrázok 1 Účastníci seminára Výpočtová štatistika 2017 v priestoroch Prezentačného centra AMOS na Prírodovedeckej fakulte UK Bratislava

Spríevodnou akciou seminára Výpočtová štatistika je od roku 1992 aj **Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov**, ktorej sa zúčastňujú študenti z vysokých škôl SR ale aj ČR. V roku 2017 bolo prihlásených do súťaže 9 prác. Zvíťazila práca študentky C. Koženej z ČVUT Praha s komplikovaným názvom: *Identifikace statistických distribucí v Preisach - Mayergoyzově prostoru hysteronů jako úloha optimalizace.*



Obrázok 2 Študenti – účastníci súťaže
Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov 2017

Od roku 2012 SŠDS organizuje aj sprievodnú akciu s názvom **Analytika očami profesionálov**. Ide o pásmo prednášok, ktoré je predovšetkým určené študentom vysokých škôl. Cieľom je zaujať študentov a ukázať im, aká je analytika v súčasnej praxi veľmi dôležitá, lebo údaje sú všade a treba z nich vedieť získavať informácie. K tomu je však potrebné zvládnuť rôzne kvantitatívne metódy.

Pri organizovaní akcie spolupracujeme s Klubom Dispersus a so spoločnosťou SAS Slovakia, s.r.o. Tento rok sme pozvali troch prednášajúcich, ktorí využívajú štatistické a analytické metódy vo svojej praxi a prítomných cca 120 študentov určite zaujali, lebo po každej prednáške sa rozpútala bohatá diskusia

Peter Fusek, absolvent FM UK v Bratislave a zakladateľ slovenskej spoločnosti Instarea, predniesol prednášku na tému: *Big dáta v každodennom živote*. Študentom hovoril o tom, že štát aj samospráva obcí sa musí rozhodovať na základe faktov, čiže musia sa začať využívať tzv. hard data, napríklad od mobilných operátorov.

Druhou prednášajúcou bola **Lenka Vagnerová** (absolventka FMFI UK v Bratislave, odbor fyzika plazmy), ktorá pracuje v Pôdohospodárskej platobnej agentúre (PPA) na oddelení rizikovej analýzy od roku 2006. Téma jej prednášky znela: *Využitie kvantitatívnych metód pri stanovení rizikovosti žiadateľov o finančnú podporu z EU fondov pre poľnohospodárstvo pomocou nástrojov SAS*.



Obrázok 3 Pohľad na študentov, ktorí sa zúčastnili na prednáške P. Fuseka



Obrázok 4 Pohľad na študentov, ktorí sa zúčastnili na prednáške L. Vagnerovej
Program zakončila **Anna Oľšáková** (momentálne pôsobí v telekomunikačnom sektore), ktorá sa venovala príprave údajov pred vlastným modelovaním, čiže čo všetko musíme urobiť: *Kým začneme modelovať...*
A. Oľšáková tiež študovala na FM UK v Bratislave a v praxi sa venuje CRM a kampaňovému manažmentu najskôr v bankovníctve a v súčasnosti v telekomunikáciách.



Obrázok 5 Úvod prednášky A. Olšiakovej v posluchárni na PríF UK

Na záver je možné konštatovať, že všetci účastníci vyjadrili spokojnosť s obsahom aj priebehom podujatia. Potvrďuje to aj tá skutočnosť, že panelová diskusia trvala do neskorých večerných hodín. Zúčastnení diskutovali o odborných problémoch, nadväzovali nové kontakty a spoznávali vedeckú aj pedagogickú prácu kolegov z iných pracovísk.

Zúčastnení študenti na prehliadke prác dostali príležitosť prezentovať výstupy svojej práce na odbornom fóre. Mohli tiež vidieť a počuť, na čom pracujú ich kolegovia na iných fakultách. V piatok v pásme prednášok analytikov z praxe prítomní študenti získali mnoho cenných informácií, ktoré im určite pomôžu orientovať sa počas štúdia a kam je dobré zamerať svoju budúcu prax.

13. stretnutie štatistických spoločností V7 v Bratislave

13th Meeting of the Statistical Society V7 in Bratislava

Peter Mach

Slovenská štatistická a demografická spoločnosť, podpredseda pre medzinárodné vzťahy
Slovak Statistical and Demographic Society, Vice-President for international relations
peter.mach@petermach.sk

Trináste stretnutie štatistických spoločností zo stredoeurópskeho regiónu sa konalo 13. októbra 2017 v Bratislave. Tieto stretnutia sa konajú na základe Dohody o spolupráci, ktorú v roku 2005 podpísali zástupcovia šiestich štatistických spoločností (Česko, Maďarsko, Slovensko, Slovinsko, Rakúsko a Rumunsko) vo Višegráde. Po pristúpení Poľska (2015) skupina používa neformálne označenie V7. Stretnutia sa konajú striedavo v hlavných mestách jednotlivých štátov. V minulom roku sa v Bukurešti uzatvoril druhý cyklus a Bratislava v tomto roku otvorila tretí cyklus stretnutí.

Slovenskú štatistickú a demografickú spoločnosť (SŠDS) na stretnutí zastupovala štvorčlenná delegácia: predsedníčka SŠDS Iveta Stankovičová, podpredsedníčka SŠDS pre úradnú štatistiku Ľudmila Ivančíková, podpredseda SŠDS pre medzinárodné styky Peter Macha a člen výboru SŠDS Gábor Szúcs. Českú a maďarskú spoločnosť zastupovali dvojčlenné delegácie, poľská, rumunská a slovinská spoločnosť mali po jednom zástupcovi. Delegát Rakúska sa ospravedlnil, lebo tesne pred stretnutím dostal silnú virózu.

Stretnutie sa (rovnako ako obe predchádzajúce v rokoch 2006 a 2012) konalo na Štatistickom úrade SR. Otvorila ho predsedníčka SŠDS Iveta Stankovičová a rokovanie potom viedol podpredseda SŠDS pre medzinárodné vzťahy Peter Mach.

V mene Štatistického úradu SR (ŠÚ SR) pozdravil účastníkov stretnutia podpredseda ŠÚ SR František Bernadič. Vo svojom vystúpení predstavil prácu ŠÚ SR, pričom zdôraznil okrem iného vybudovanie novej IT infraštruktúry, významnú racionalizáciu Programu štatistických zisťovaní, spojenú so znižovaním administratívnej záťaže spravodajských jednotiek a zavedenie elektronického zberu údajov od spravodajských jednotiek. Poukázal tiež na pretrvávajúci konflikt medzi rozpočtovými požiadavkami na znižovanie výdavkov úradu a súčasne rastúcimi požiadavkami na rozsah a kvalitu výstupov, s čím sa stretávajú aj ostatné národné štatistické úrady. Úrad zásadne prebudoval svoj informačný systém – nový Integrovaný štatistický informačný systém spolu s Integrovaným volebným systémom pokrývajú komplexne spracovanie údajov od ich zberu, cez ich spracovanie až po publikovanie

výstupov. Skvalitňovanie práce úradu podporuje aj interný systém na evidenciu pracovného času podľa jednotlivých projektových úloh a systém manažérstva kvality podľa normy ISO9001, ktoré úradu pomáhajú plniť požiadavky Kódexu postupov európskej štatistiky.

Po úvodnom všeobecnom predstavení štatistického systému hostiteľskej krajiny sa na stretnutiach v posledných rokoch stalo tradíciou, že nasleduje odborná prednáška. Podpredsedníčka SŠDS a generálna riaditeľka sekcie sociálnych štatistík a demografie ŠÚ SR Ľudmila Ivančíková pripravila prezentáciu inovácií pri príprave najbližšieho sčítania obyvateľov, ktoré bude v roku 2021. Najvýznamnejšou inováciou je, že Slovensko pripravuje tento cenzus prvý raz ako integrované sčítanie, ktoré bude maximálne využívať údaje z registrov a administratívnych zdrojov a doplní ich údajmi získanými priamo od obyvateľov. V rámci prípravy sčítania sa významne inovovalo riadenie prípravy sčítania ako samostatného projektu, ktorý sa realizuje na základe vládou schváleného Národného akčného plánu. V spolupráci so správcami registrov a administratívnych zdrojov sa v súčasnosti overujú možnosti využitia údajov pre potreby sčítania. Ďalšou významnou inováciou pripravovaného sčítania je zámer uskutočniť sčítanie plne elektronicky s využitím viacerých možností elektronického zberu údajov. Prednáška vzbudila živý záujem účastníkov a diskutovalo sa o príprave a realizácii sčítaní a tiež o využití údajov zo sčítania.

Ďalším bodom stretnutia boli informácie zúčastnených spoločností o ich činnosti od predchádzajúceho stretnutia. O činnosti SŠDS informovala predsedníčka spoločnosti Iveta Stankovičová. Popri prezentácii tradičných akcií spoločnosti sa sústredila na predstavenie práce pri skvalitňovaní časopisu Forum Statisticum Slovacum a tiež prezentovala nový web spoločnosti. V prezentácii poľskej spoločnosti zaujala informácia o organizovaní olympiády v štatistike pre stredoškóľakov. Prezentácie českej, poľskej, slovinskej a slovenskej spoločnosti sú na webovej stránke našej spoločnosti (<http://www.ssds.sk/sk/>) v príspevku o stretnutí V7.

V diskusii o otázkach spoločného záujmu, ktorá bola ďalším bodom programu, sa účastníci najprv krátko venovali činnosti Federácie európskych národných štatistických spoločností (FENStatS). Účastníci gratulovali novozvolenému vedeniu FENStatS na čele s Walterom Radermacherom (bývalým generálnym riaditeľom EUROSTATu) a vyslovili pranie, aby ich spolupráca s členskými spoločnosťami bola aktívna, konštruktívna a prinášala výsledky. Súčasne poďakovali doterajšiemu vedeniu FENStatS na čele s Mauriziom Vichi.

Ďalšou diskutovanou otázkou bol prípad bývalého predsedu gréckeho štatistického úradu (2010-2015) Andreasa Georgiou. Medzinárodná štatistická komunita je rozhorčená tým, že je proti nemu v Grécku vedený súdny proces za

údajné poškodzovanie národných záujmov, ktorého sa mal dopustiť tím, že trval na dôslednom neskreslenom uplatňovaní medzinárodných štandardov a metodiky pri vykazovaní kľúčových ekonomických ukazovateľov za grécku ekonomiku. Účastníci stretnutia vyjadrili znepokojenie nad týmto prípadom a odporúčali svojim spoločnostiam prijať stanoviská na podporu Andreasa Georgiou. V súlade s týmto odporúčaním sa predsedovia štatistických spoločností združených vo FENStatS koncom októbra listom obrátili na gréckych štátnych predstaviteľov.

Člen výboru SŠDS Gábor Szűcs v rámci tohto bodu prezentoval možnosti využitia grantov Medzinárodného vyšehradského fondu pri financovaní spoločných projektov, napr. pri vzdelávaní mladých vedeckých pracovníkov v oblasti štatistiky.

Stretnutie sa konalo týždeň pred Európskym štatistickým dňom, ktorý si účastníci krátko pripomenuli a vyjadrili podporu úsiliu štatistikov poskytovať spoľahlivé a objektívne štatistické údaje a posilňovať štatistickú kultúru v súlade s Kódexom postupov európskej štatistiky.

Na pozvanie Poľskej štatistickej spoločnosti sa nasledujúce stretnutie uskutoční 10. júla 2018 vo Varšave. Stretnutie v roku 2019 sa predbežne plánuje v Budapešti.

Po skončení pracovného rokovania bola pre účastníkov pripravená prehliadka Bratislavy. Časť z nej absolvovali vyhlídkovým autobusom Prešporáčik. Súčasťou jeho trasy bola aj návšteva nádvorí hradu, ktorá ponúkla možnosť pokochať sa peknou vyhlídkou na mesto. Druhou časťou prehliadkovej trasy bola pešia prechádzka Starým mestom, spojená s návštevou reprezentačných priestorov Primaciálneho paláca a Dómu sv. Martina.

Pri záverečnej večeri na Dunaji sa účastníci zhodli v tom, že stretnutie bolo dobre pripravené a poďakovali našej spoločnosti za jeho zorganizovanie. Vysoko bola hodnotená aj odborná časť stretnutia, ktorá priniesla užitočné informácie o aktuálnej činnosti zúčastnených spoločností. Zaujímavé boli tiež prezentácie ŠÚ SR, ktoré predstavili aktuálne zámery úradu.



Obrázok 5: Pohľad do rokovacej sály



Obrázok 6: Spoločná fotografia účastníkov stretnutia štatistických spoločností krajín V7 (zľava: György Benoist, Jan Píček, Marek Malý, Matevž Bren, Peter Mach, Éva Laczka, Ľudmila Ivančíková, Grażyna Trzpiot, Iveta Stankovičová, Alexandru Manole, František Bernadič, Gábor Szűcs)

JOINT STATEMENT


The representatives ¹⁾ of the Statistical Societies from the Central European Region (V7):
Austrian Statistical Society ²⁾,
Czech Statistical Society,
Hungarian Statistical Association,
Polish Statistical Association,
Romanian Statistical Society,
Slovak Statistical and Demographic Society and
Statistical Society of Slovenia

attending the meeting on 13th October 2017 in Bratislava

adopted the following conclusions:

- on the occasion of the European Statistics Day the V7 express it's commitment on the development of Statistics, to provide reliable and objective statistical data, to enhance the Statistical Culture in line with the European Code of Practice,
- expressed congratulation to the newly-elected officers of the FENStat headed by the president Walter Radermacher wishing very active, constructive and fruitful operation with the FENStatS member societies,
- expressed thanks to the former officers of the FENStat mainly to the president Maurizio Vichi,
- were concerned about the court cases against Andreas Georgiou, former president of the Hellenic Statistical Authority ELSTAT, and they will recommend the adoption of supporting opinions in their Societies,
- accepted the invitation of the Polish Statistical Association to organize the next meeting in Warsaw on 10th July 2018.

On behalf of the participants



Slovenská štatistická a demografická spoločnosť
Miletičova 3, 824 67 Bratislava
IČO: 00178764 DIČ: 2021504276
-3-

Iveta Stankovičová
President of the Slovak Statistical and Demographic Society

Bratislava 10th November 2017

¹⁾ List of participants is attached

²⁾ The representative was absent, but joined the conclusions

Meeting of the Statistical Societies from the Central European Region (V7)

Bratislava 13th October 2017

List of participants

Austrian Statistical Society	<i>(Werner Müller, vice-president excused)</i>
Czech Statistical Society	Marek Malý, president
	Jan Pícek, member of the Committee
Hungarian Statistical Association	Éva Laczka, president
	György Benoist, secretary general
Polish Statistical Association	Grażyna Trzpiot, vice-president
Romanian Statistical Society	Alexandru Manole, member of the Committee
Slovak Statistical and Demographic Society	Iveta Stankovičová, president
	Ľudmila Ivančíková, vice-president
	Peter Mach, vice-president
	Gábor Szűcs, member of the Committee
Statistical Society of Slovenia	Matevž Bren, president



SAS[®] ANALYTICS

Resources for teaching and learning SAS[®]

- Faster access to SAS software.
- New options at no cost.
- More ways to connect with fellow SAS Analytics users in academia.



Learn more
sas.com/analyticsu




THE POWER TO KNOW[®]



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



Uskutočnené akcie v roku 2017 / Previous Events in Year 2017

Nitrianske štatistické dni 2017 Statistical Days in Nitra 2017	16. – 17. 3. 2017 / 16 – 17 March 2017 Nitra
Pohľady na ekonomiku Slovenska 2017 Views on the Slovak Economy 2017	25. apríl 2017 / 25 April 2017 Bratislava
31. vedecký seminár EKOMSTAT 2017 31 th scientific seminar EKOMSTAT 2017	28. 5. – 1. 6. 2017 / 28 May – 1 June 2017 Trenčianske Teplice
16. slovenská demografická konferencia 16th Slovak Demographic Conference	29. jún – 1. júl 2017 / June 2017 Nitra
PRASTAN 2017 – Stretnutie učiteľov štatistiky zo Slovenska a Čiech PRASTAN 2017 – Meeting teachers of statistics from Slovakia and Czech Republic	5. – 8. október 2017 / 5 – 8 October 2017 Oščadnica
26. medzinárodný seminár Výpočtová štatistika 2017 26th international seminar Computational Statistics 2016	7. – 8. december. 2017 / 7 – 8 December 2017 Bratislava
Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov 2017 Review of Papers of Young Statisticians and Demographers	7. – 8. december. 2017 / 7 – 8 December 2017 Bratislava

Pripravované akcie v roku 2018 / Upcoming Events in Year 2018

Slávnostná slovenská štatisticko-demografická konferencia k 50. výročiu založenia SŠDS Valné zhromaždenie členov SŠDS Voľby výboru SŠDS	18.-20. jún 2018 / 18 – 20 June 2018 Častá Papiernička, Slovensko/ Slovakia
--	--

Obsah / Table of Contents

Vedecké články/Original contributions

Analýza mezd upravených na paritu kupní síly ve vybraných evropských a mimoevropských zemích
Analysis of Wages Adjusted for Purchasing Power Parity in Selected European and Non-European Countries

Diana Bílková 1

Žijí v různých venkovských oblastech i různí lidé?

Do live in different rural areas also different people?

Renata Klufová, Michael Rost, Zuzana Dvořáková - Líšková 10

Vplyv voľby orientácie DEA modelov na hodnotenie technickej efektívnosti slovenských komerčných bánk

The influence of the choice of the DEA model orientation on the evaluation of technical efficiency of Slovak commercial banks

Zuzana Piklová 22

Strednodobá prognóza slovenského trhu práce do roku 2026 s dôrazom na štruktúru povolání
Mid-term forecast of Slovak labour market up to 2026 with focus on occupational structure

Marek Radvanský, Tomáš Miklošovič, Ivan Lichner 36

Využitie modelov so zmiešanými efektmi a metódy RE-EM stromu pri predikcii finančnej tiesne
Utilization of Mixed Effects Models and RE-EM Tree Method in Financial Distress Prediction

Lukáš Sobíšek, Karel Helman, Mária Stachová 48

Regionální aktiva domácností

Regional assets of households

Jan Zeman, Václav Vrabec 57

Zo života SŠDS/From Life of SSDS

EKOMSTAT 2017 Informácia o 31. vedeckom seminári EKOMSTAT

EKOMSTAT 2017 Information about the 31st scientific seminar EKOMSTAT

Ivan Lichner 69

Pohľad na 26. ročník seminára Výpočtová štatistika 2017

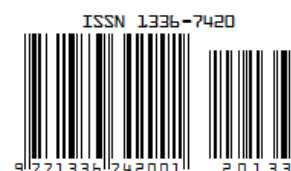
View of the 26th Seminar of the Computational Statistics 2017

Iveta Stankovičová 71

13. stretnutie štatistických spoločností V7 v Bratislave

13th Meeting of the Statistical Society V7 in Bratislava

Peter Mach 76



Price/Cena: 25 €
Year Subscription/Ročné predplatné: 50 €
Published in/Dátum vydania: December 2017