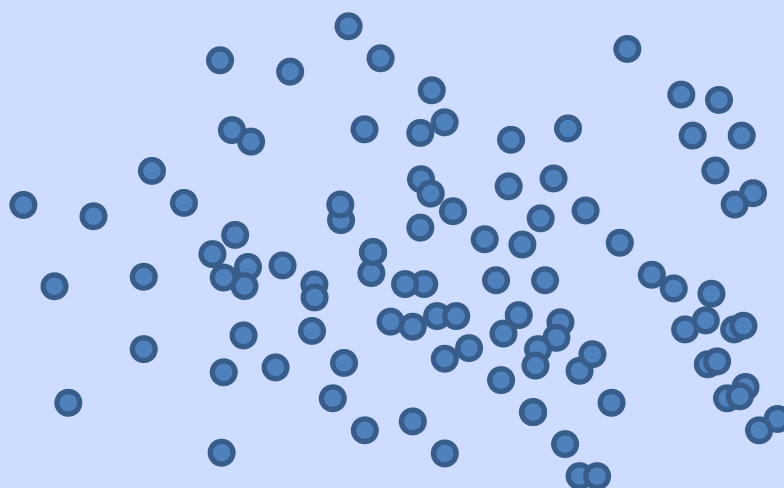
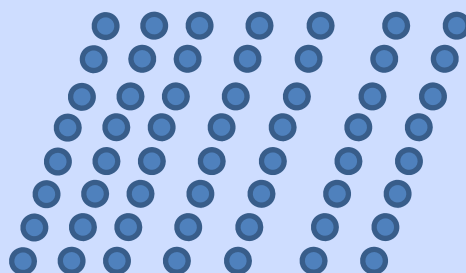


Slovenská štatistická a demografická spoločnosť
Slovak Statistical and Demographic Society



FORUM STATISTICUM SLOVACUM

recenzovaný vedecký časopis
scientific peer-reviewed journal



Ročník
Volume XIII

Číslo
Issue 1/2017

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: 1/2017

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.

Priemerované zmiešané logaritmické rozdelenia Typu 1a

Averaged mixed logarithmic distributions Type 1a

Samuel Hudec

Fakulta prírodných vied, Univerzity Mateja Bela
Faculty of Natural Sciences, Matej Bel University
samuel.hudec@umb.sk

Abstrakt: Príspevok uvádza novú podtriedu diskretných zmiešaných rozdelení pravdepodobnosti a to priemerované zmiešané logaritmické rozdelenia. Vyšetruje sa parametrický priestor, popisujú sa základné charakteristiky a vlastnosti priemerovaných zmiešaných logaritmických rozdelení Typu 1a, odvádzajú sa odhady parametrov a testy dobrej zhody. Simulačná štúdia osvetľuje vlastnosti navrhnutých odhadovacích a testovacích procedúr. Všetky štatistické procedúry sú naprogramované v softvéri R. Vo všeobecnosti triedy zmiešaných rozdelení nachádzajú využitie v odvetví poistnej a finančnej matematiky. V práci sa uvádzajú dôležité vlastnosti tejto triedy diskretných pravdepodobnostných rozdelení, ktoré sa dajú v praxi využiť.

Abstract: The contribution presents a new subclass of discrete averaged mixed probability distributions called averaged mixed logarithmic distributions. Text includes parametric space, general form, basic probabilistic characteristics, parameter and goodness of fit tests. Simulation studies make clearer all procedures and methods. All statistic procedures are programmed in statistical software R. In general Mixed distributions are useful in the sector of actuary and financial mathematics. We show also key features of this class of discrete distributions, which can be used in practice.

Kľúčové slová: zmiešané rozdelenia, priemerované zmiešané logaritmické rozdelenie, odhadovanie parametrov, testy dobrej zhody

Key words: mixing distributions, averaged mixed logarithmic distributions, parameter estimator, goodness of fit test

1 Úvod

Príspevok je venovaný Priemerovanému zmiešanému logaritmickému rozdeleniu (v skratke AML) Typu 1a ako pokračovanie výskumu k AML Typu 1 a diskretným priemerovaným miešaním rozdeleniam. Okrem miešania logaritmických rozdelení nám táto trieda dáva priestor na viac ako 10 ďalších typov miešaných rozdelení, ktoré budú predmetom neskorších výskumov v tejto oblasti.

Už v (Hudec, 2015) sme sa venovali dôkladnému popisu a prevereniu rozdelenia AML Typu 1 na základe článku (Wimmer, Mačutek, Altmann, 2015), kde sa uvádza vznik a motivácia tejto triedy rozdelení. Kladieme si za cieľ hlbšie rozpracovať priemerované zmiešavanie a rozšíriť triedu o ďalšie typy vzájomne naväzujúce na seba, aby sme dosiahli kompletnú mapu tejto skupiny zmiešavania a mohli ju pridať k mape pravdepodobnostných distribúcií.

Najprv si formálne odvodíme celý parametrický priestor, pozrieme sa na vlastnosti parametrického priestoru. Nájdeme vhodnú metódu na odhadovanie parametrov a preveríme jej vlastnosti.

Majme AML Typu 1a, ktoré je zovšeobecnená forma Typu 1,

$$P(x) = \frac{a^x - rb^x}{x[r \ln(1-b) - \ln(1-a)]'}$$

pre $x = 1, 2, 3, \dots$ kde $-1 \leq a < 1$ a $-1 \leq b < 1$.

2 Parametrický priestor

Aby funkcia $P(x)$ bola pravdepodobnostná funkcia, potom musí platiť

$$a^x - rb^x \geq 0, \text{ pre } x = 1, 2, 3, \dots$$

alebo

$$a^x - rb^x \leq 0, \text{ pre } x = 1, 2, 3, \dots$$

Parametrický priestor si rozdelíme na šesť častí vzhľadom na parameter r . Po zdĺhavých a namáhavých výpočtoch sme dostali ohraničenia pre parametre a, b vzhľadom na r teda

1. Ak $r = 1$, potom $\{0 \leq a < 1, b \in [-a, a[\cup]a, 1] \} \cup \{-1 \leq a < 0, -a \leq b < 1\}$
2. $r > 1$, potom $\{0 < a \leq b < 1\} \cup \{-a < b < 1\} \cup \{0 < a < 1, 0 < b < \frac{a}{r}\} \cup \{0 < a < 1, -\frac{a}{\sqrt{r}} \leq b\}$
3. $0 < r < 1$, potom $\{0 < b \leq a < 1\} \cup \{0 < \frac{a}{r} \leq b < 1\} \cup \{-a \leq \sqrt{r}b < 1\} \cup \{-a \leq b < 0\}$
4. $-1 < r < 0$, potom $\{0 \leq a < 1, 0 \leq b < 1\} \cup \{-1 \leq a < 0, \frac{a}{r} \leq b < 1\} \cup \{-a \leq b < 0\}$
5. $r = -1$, potom $\{-1 \leq a < 1, -a \leq b < 1\}$
6. $r < -1$, potom $\{0 \leq a < 1, 0 \leq b < 1\} \cup \{-1 \leq a < 0, -a \leq b < 1\} \cup \{0 < a < 1, \frac{a}{r} \leq b < 0\}$

V diplomovej práci (Hudec, 2015) sme dokázali že AML Typu 1 má akúsi „symetrickosť“ parametrického priestoru. Teraz majme AML Typu 1a, ktoré je zovšeobecnená forma Typu 1. Už z pravdepodobnostnej funkcie (ďalej pmf) je vidieť, že rozdelenie má veľmi podobné znaky ako AML Typu 1. Teda nech X má AML Typu 1a rozdelenie pravdepodobnosti s parametrami a, b a c potom $\forall a, b, r$ z parametrického priestoru rozdelenia platí

$$P(x; a, b, r) = \frac{a^x - rb^x}{x[r \ln(1-b) - \ln(1-a)]} = \frac{b^x - \frac{1}{r}a^x}{x\left[\frac{1}{r}\ln(1-b) - \ln(1-a)\right]} =$$

$$= P\left(x; b, a, \frac{1}{r}\right), \text{ pre } x = 1, 2, \dots$$

dôkaz tvrdenia je evidentný. Túto vlastnosť nášho rozdelenia neskôr využijeme pri odhadovaní parametrov.

3 Charakteristiky rozdelenia

Vytvárajúca funkcia (skratka pgf z anglického Probability generating function) rozdelenia je

$$G(t) = \sum_{x=1}^{\infty} P(x)t^x = \frac{r \ln(1-bt) - \ln(1-at)}{r \ln(1-b) - \ln(1-a)},$$

pre $|t| \leq 1$. Klesajúci faktoriálny moment t -tého rádu (Johnson, Kemp, Knotz, 2005, strana 59) dostávame po postupných výpočtoch

$$\mu'_{[t]} = \frac{(t-1)!}{r \ln(1-b) - \ln(1-a)} \left(\frac{a^t}{(1-a)^t} - \frac{rb^t}{(1-b)^t} \right).$$

Počiatkové momenty odvodíme nasledovne

$$E(X^1) = \mu'_1 = \sum_{x=1}^{\infty} xP(x) = \frac{1}{r \ln(1-b) - \ln(1-a)} \left(\frac{a}{(1-a)} - \frac{rb}{(1-b)} \right)$$

Analogicky pokračujeme ďalej

$$E(X^2) = \mu'_2 = \frac{1}{r \ln(1-b) - \ln(1-a)} \left(\frac{a}{(1-a)^2} - \frac{rb}{(1-b)^2} \right)$$

$$E(X^3) = \mu'_3 = \frac{1}{r \ln(1-b) - \ln(1-a)} \left(-\frac{(a^2+a)}{(a-1)^3} + r \frac{(b^2+b)}{(b-1)^3} \right)$$

...

Nakoniec spočítame centrálné momenty, kde využijeme postup (Johnson, Kemp, Knotz, 2005, strana 52) a podobne ako pri počiatkových momentoch dosadíme a dopočítame, ($C = r \ln(1-b) - \ln(1-a)$):

$$\mu_1 = 0$$

$$\mu_2 = \frac{1}{C^2} \left(\frac{C-a}{(1-a)^2} a - \frac{C-rb}{(1-b)^2} rb + \frac{2rab}{(1-a)(1-b)} \right)$$

...

4 Odhady parametrov

Na výpočty použijeme software R. Začali sme s jednoduchými metódami na určenie „hrubého“ počiatočného odhadu parametrov, ktoré sú užitočné ako štart do zložitejších iteračných metód. Použili sme metódu štyroch frekvencií a momentovú metódu. V oboch prípadoch sa nám nepodarilo nájsť explicitné riešenie rovníc. Nasledovne sme obidve metódy riešili ako sústavu rovníc funkciou `multroot` z knižnice `rootSolve`. Riešenia boli numericky nestabilné a nepodarilo sa nám nájsť spoľahlivé štartovacie hodnoty. Teda budeme sa musieť zaobísť aj bez „hrubých“ počiatočných odhadov parametrov.

4.1 Odhad metódou Maximum likelihood (skratka ML)

Nech $X_1, X_2, \dots, X_n$ je náhodný výber z AML Typu 1a s parametrami $\theta = (r, a, b)$, potom log-vierohodnostná funkcia je

$$\ln \mathcal{L}(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = \sum_{i=1}^n \ln \frac{a^{x_i} - r b^{x_i}}{x_i [r \ln(1-b) - \ln(1-a)]}$$

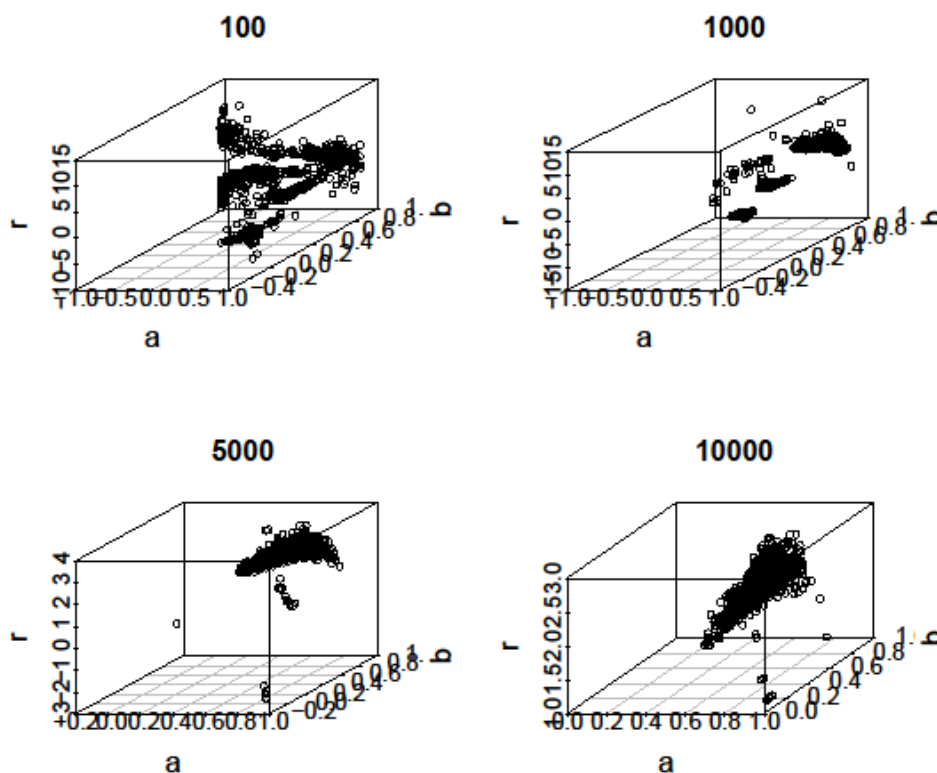
Ani v tomto prípade sa nám nepodarilo spočítať explicitné riešenie ML rovníc, teda odhady parametrov budeme hľadať iteračne. Funkciu použijeme na numerické optimalizovanie za nelineárnych reštrikcií (parametrický priestor). Z mnoho funkcií ktoré nám R ponúka sme si zvolili funkciu `constrOptim.nl` z knižnice `alabama`, ktorá využíva Augmented Lagrangian Adaptive Barrier Minimization Algorithm. Voľba funkcie závisela hlavne na tom aby sa dal stanoviť pevný konvexný parametrický priestor v ktorom spustíme iterácie. Simuláciami sa ukázalo, že tento algoritmus je numericky stabilný.

Keďže nemáme žiaden vhodný počiatočný odhad, ktorý by nám dal informáciu v ktorej z podmnožín máme začať iterovať, tak navrhujeme zvoliť sady štartovacích parametrov. Vyššie sme uviedli užitočnú vlastnosť rozdelenia, ktorá hovorí, že nám stačí použiť len pod množiny parametrického priestoru v našom prípade sú to 2 a 6. Tieto dve pod množiny, ale nie sú konvexné podmnožiny a preto ich musíme rozdeliť. Teda potrebujeme až 4 sady štartovacích parametrov a to pre každú konvexnú podmnožinu parametrického priestoru zvlášť, aby sme odštartovali iterovanie približne zo stredu každej konvexnej podmnožiny. Je to síce výpočtovo náročné, ale ukázalo sa to ako najvýhodnejšie zo všetkých možností. Teda

- 1 Algoritmus necháme iterovať na týchto štyroch oblastiach a nájdeme hodnoty a, b, r v ktorých log-vierohodnostná funkcia nadobúda maximum,
- 2 porovnáme tieto štyri odhady a vyberieme ten v ktorom je hodnota funkcie najvyššia.

Vezmime fixnú sériu parametrov, urobíme 1000 simulácií nášho algoritmu na odhadovanie parametrov a pozrieme sa ako „rýchlo“ nám budú odhady

konvergovať vzhľadom na rozsah náhodného výberu ku skutočnej hodnote. Nech $r = 2$, $a = 0,5$ a $b = 0,9$ pričom rozsah náhodného výberu N budeme postupne zvyšovať 100, 1000, 5000, 10 000 a sledovať ako sa vyvíja empirická distribúcia odhadov.



Obr. 1 So stúpajúcim rozsahom N náhodného výberu vzrastá presnosť odhadu parametrov

Podľa zoskupenia bodov na obrázku 1 je vidieť, že odhady sa výraznejšie zlepšili až pri $N = 10000$ rozsahu náhodného výberu. Je vidieť ako sa realizácie odhadov „koncentrovali“ s rastom hodnoty N . Viacmenej sa dalo čakať, že na presnejšie odhadovanie parametrov rozdelenia AML Typu 1a budeme potrebovať väčší rozsah náhodného výberu zo skúsenosti z AML Typu 1, kde boli dva parametre.

5 Testy dobrej zhody

Najprv si rozdelíme obor hodnôt náhodnej premennej X na k intervalov tak, aby boli intervaly dostatočne saturované na zostavenie χ^2 štatistiky. Nech $\xi_i^{(n)}$ sú empirické početnosti hodnôt z realizácie náhodného výberu $X_1, X_2, \dots, X_n$, ktoré patria do i -teho intervalu. Metóda je detailne popísaná v (Anděl, 1978, strana 197) a je dokázané, že štatistika

$$\chi^2(\theta) = \sum_{i=1}^k \frac{(\xi_i^{(n)} - np_i(\hat{\theta}))^2}{np_i(\hat{\theta})} \xrightarrow{D} \eta \sim \chi_{k-1-r}^2$$

(konverguje v distribúcii) k náhodnej premennej η s χ^2 rozdelením s $k - 1 - r$ stupňami voľnosti, kde r je počet parametrov, ak náhodný výber je z rozdelenia, pre ktoré platí, že $p_i(\theta) = p_i^\circ(\theta)$, $i = 1, 2, 3, \dots, k$.

Vezmime náhodný výber rozsahu $N = 10000$ podľa skúseností z podkapitoly vyššie, kde sme simulačne zistili, že odhady sa výrazne zlepšia až pri rozsahu 10000. Na základe výstupu zo softveru R zistíme, či test zamietol hypotézu na hladine významnosti α alebo nie. S počtom simulácií $s = 5000$, spočítame empirickú pravdepodobnosť zamietnutia, inak povedané zaujíma nás odhad pravdepodobnosti chyby prvého druhu.

Teraz nebudeme simulovať z fixných parametrov a, b, r , ale na základe rovnomerného rozdelenia budeme náhodne vyberať sady parametrov 5000 krát (počet simulácií). Z týchto parametrov nasimulujeme náhodné výbery s rozsahom 10000, odhadneme parametre, spočítame štatistiku s $\alpha = 0,05$ a zapíšeme výsledok testu. Z výsledkov spočítame priemer, ktorý nám dá odhad pravdepodobnosti chyby prvého druhu. V tomto prípade máme výsledok 0,1358, ktorý nevyhovuje tomu čo sme očakávali teda treba, buď zvýšiť rozsah náhodných výberov alebo nezahrnúť okraje parametrického priestoru kde vieme, že je ťažké odhadnúť parametre

6 Príklady rozdelenia

Rozdelenie nájdeme v literatúre ako *Janardan-logarithmic* rozdelenie a je definované ako

$$P(x) = \frac{(\beta\theta)^x - \alpha\theta^x}{x[-\ln(1 - \beta\theta) - \alpha\ln(1 - \theta)]}, \text{ pre } x = 1, 2, 3, \dots,$$

kde $r = \alpha$, $a = \beta\theta$ a $b = \theta$. Typ 1a slúži ako zovšeobecnená forma Typ 1, tak pre $r = 1$ boli nájdene príklady použitia rozdelenia v článkoch (Wimmer, Altmann, 1999), (Kemp, 1979), (Wimmer, Altmann, 1996), (Plunkett, Jain, 1975), (Panaretos, 1983), (Cane, 1967), (Rubin, Vere-Jones, 1968) a (Gross, Harris, 1985).

7 Záver

Popísali sme základný tvar a parametrický priestor rozdelenia AML Typu 1a, pričom sme ukázali základné charakteristiky tohto diskrétného rozdelenia.

Metóda štyroch frekvencií a rovnako aj momentová metóda zlyhávajú. Odhad maximálnej vierohodnosti sme počítali ako maximalizačnú úlohu v softvéri R. Ukázalo sa, že iterácie skonvergujú „blízko“ skutočných parametrov až pri rozsahu 10000. Toto tvrdenie je overené Monte Carlo simulačnou štúdiou, ktorá je ilustrovaná v obrázku 1. Z obrázku je vidieť, že disperzia odhadu parametra r je značne väčšia ako parametrov a, b . Nakoniec

odhad pravdepodobnosti chyby prvého druhu nám potvrdil, že rozsah náhodného výberu 10000 nepostačuje.

Popis a skúmanie predstaveného rozdelenia je len časť našich výskumov. Výsledkom celej našej práce by mala byť komplexná charakterizácia jednotlivých pravdepodobnostných distribúcií ako celku zmiešaných priemerovaných distribúcií. Nakoľko impulzy a požiadavky pre rozvoj teórie diskretných pravdepodobnostných distribúcií a ich miešaní prichádzajú často z praxe, dávame si za cieľ posúdiť adekvátnosť jednotlivých pravdepodobnostných distribúcií v praktických modeloch.

Literatúra

Hudec, S. (2015) Zmiešané rozdelenia pravdepodobnosti Typu 1 (diplomová práca).

Johnson, N. L., Kemp A. W., Kotz S. (2005) Univariate Discrete Distributions. Wiley-Interscience, 2005.

Wimmer, G. (2000) Diskrétné jednorozmerné rozdelenia pravdepodobnosti. Praha : Matfyz press, 2000.

Anděl, J. (1978) Matematická statistika. Praha : SNTL/ALFA, 1978

Wimmer, G., Mačutek, J., Altmann, G. (2015) Discrete averaged mixing applied to the logarithmic distributions. Mathematica Slovaca, 2015, prijaté na publikáciu.

Wimmer, G., Altmann, G. (1999) Thesaurus of univariate discrete probability distributions Stamm, Essen, 1999.

Kemp A. W. (1979) Convolutions Involving Binomial Pseudo-Variables. The Indian Journal of Statistics, Vol. 41, No. 3/4 (Oct., 1979), pp. 232-243 JSTOR 1979

Wimmer G. Altmann G. (1996) The Multiple Poisson Distribution, Its Characteristics and a Variety of Forms. Biometrical Journal Wiley Online Library 1996

Plunkett I. G. Jain G. C. (1975) Three generalised negative binomial distributions. Biometrical Journal Wiley Online Library 1975

Panaretos, S. (1983) On Moran's property of the Poisson distribution. Biometrical Journal 25 1983, 69-76.

Cane, V. (1967) Mathematical models for neural networks. Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability. 1967, 21-26

Rubin, H., Vere-Jones, D. (1968) Domains of attraction for the subcritical Galton-Watson branching process. Journal of Applied Probability 5 1968, 216-219.

Gross, D., Harris, C. M. (1985) Fundamentals of Queueing Theory. Wiley, New York 1985.

Voľba metódy odhadu produkčnej medzery Slovenskej republiky ako nástroja pre predikciu inflácie

Selecting Method to Estimate Output Gap of the Slovak Republic as a Tool for Predicting Inflation

Martin Kameník, Ľubica Štiblarová

Technická univerzita v Košiciach, Ekonomická fakulta, Nĕmcovej 32, 040 01 Košice
Technical University of Košice, Faculty of Economics, Nĕmcovej 32, 040 01 Košice, Slovakia
martin.kamenik@tuke.sk, lubica.stiblarova@tuke.sk

Abstrakt: Cieľom tohto článku je odhadnúť produkčnú medzeru Slovenskej republiky prostredníctvom vybraných metód a nájsť najvhodnejšiu z pohľadu schopnosti predpovedať infláciu. Na základe výsledkov jednotlivých metód (model nepozorovaných komponentov, metóda produkčnej funkcie, štruktúrny vektorovo-autoregresný (SVAR) model, Hodrick-Prescottov filter) analyzujeme schopnosť predpovedať vývoj inflácie prostredníctvom out-of-sample prognózy. Dobré predikčné schopnosti dosahuje produkčná medzera odhadnutá SVAR modelom, avšak môžeme konštatovať, že jednotlivé produkčné medzery prinášajú len minimálne zlepšenie presnosti predikcie v porovnaní s AR(2) predikčným modelom inflácie pre slovenskú ekonomiku v období Q1/1998 – Q2/2016.

Abstract: The aim of this paper is to estimate the output gap of the Slovak Republic using selected methods and find the most suitable in terms of their ability to predict inflation. Based on the results of each method (model of unobserved components, production function method, structural vector autoregressive (SVAR) model, Hodrick-Prescott filter) we analyse the ability to predict inflation using out-of-sample forecasts. The output gap estimated by SVAR model has a good predictive power, however we can summarize that estimated output gaps showed only limited improvement in accuracy of prediction as compared to AR(2) model of inflation for the Slovak economy in time period Q1/1998 – Q2/2016.

Kľúčové slová: Produkčná medzera, modely nepozorovaných komponentov, inflácia, SVAR model, produkčná funkcia.

Key words: Output gap, Unobserved components models, Inflation, SVAR model, Production function.

1 Úvod

Pre aplikovanie vhodných opatrení v rámci menovej, ako aj fiškálnej politiky, je kľúčovým aspektom správna identifikácia produkčnej medzery, t. j. či úroveň skutočnej produkcie je v danom okamihu vyššia, resp. nižšia ako úroveň potenciálneho produktu. Pokiaľ odhad nezodpovedá skutočnému stavu, stabilizačné opatrenia menových, resp. vládnych autorít nemusia byť účinné. Najčastejšie uvádzaným kritériom pre posúdenie vhodnosti odhadu produkčnej medzery je v literatúre uvádzaná identifikácia nerovnováh na strane ponuky a dopytu a následne zhodnotenie ich dopadov na vývoj inflácie (Hjelm, Jönsson, 2010).

Cieľom tohto príspevku je odhadnúť produkčnú medzeru Slovenskej republiky využitím štyroch odlišných metód odhadu (model nepozorovaných komponentov, metóda produkčnej funkcie, SVAR model, Hodrick-Prescottov filter) pre časové obdobie Q1/1998 – Q2/2016 a vykonať ich komparáciu. Hlavným prínosom vykonanej analýzy je zhodnotenie týchto odhadovacích procedúr pre aplikáciu vhodných opatrení hospodárskej politiky na základe ich schopnosti predpovedať úroveň inflácie v ekonomike s cieľom vybrať ten najvhodnejší variant produkčnej medzery.

Členenie tohto príspevku je nasledovné: sekcia 2 poskytuje teoretické východiská a krátky prehľad doterajšieho skúmania, sekcia 3 popisuje použitú metodiku pre odhad produkčnej medzery Slovenskej republiky, v štvrtej časti sú uvedené výsledky odhadov, ich porovnanie a zhodnotenie z pohľadu predikčnej schopnosti a posledná časť sumarizuje naše zistenia.

2 Využitie produkčnej medzery pri predikcii inflácie v ekonomike

Sledovanie prediktívneho vzťahu medzi infláciou a ukazovateľom odklonu agregátneho dopytu od potenciálnej ponuky, teda produkčnej medzery, predstavuje základné východisko pri formulovaní proticyklickej stabilizačnej politiky (Orphanides, van Norden, 2005); (Jarociński, Lenza, 2016). Takýto vzťah označovaný ako Phillipsova krivka¹, slúži ako užitočný nástroj pre tvorcov hospodárskych politík, ktorých cieľom je udržiavať infláciu na dostatočne nízkej úrovni a zabezpečiť stabilný ekonomický rast.

Napriek tomu, že takéto teoretické vymedzenie vzťahu inflácie a produkčnej medzery je označované za fundamentálne správne a všeobecne uznávané, jeho praktická aplikácia naráža na niekoľko obmedzení – či už je to samotné vymedzenie potenciálneho produktu alebo praktická využiteľnosť údajov o produkčnej medzere v reálnom čase (Jarociński, Lenza, 2016).

Potenciálny produkt, rovnako ako aj produkčná medzera, predstavujú nepozorovateľné veličiny, ktoré nie je možné exaktne kvantifikovať; pre účely ich odhadu môžu byť použité rozličné techniky (štatistické, semištrukturálne, štrukturálne metódy alebo odhady založené na priamych indikátoroch), avšak vo všeobecnosti neexistuje metóda odhadu, ktorá by priniesla absolútne spoľahlivý odhad produkčnej medzery (Kloudová, 2013, s. 642).

Orphanides a van Norden (2005) vo svojej štúdii prichádzajú k záveru, že z pohľadu predpovede rastu a inflácie sa pre podmienky švédskej ekonomiky javí za najvhodnejší odhad pomocou modelu nepozorovaných komponentov (jeden z viacerých použitých variant tohto modelu). Kloudová (2013) konštatuje, že produkčná medzera Českej republiky predstavuje vhodný

¹ Neskôr aplikovaná verzia Phillipsovej krivky. Phillipsova krivka pôvodne vyjadrovala vzťah medzi mierou rastu nominálnych miezd a mierou nezamestnanosti.

indikátor inflácie pri všetkých skúmaných metódach odhadu (Hodrick-Prescottov filter, SVAR model, viacrozmerný model nepozorovaných komponentov), avšak dodáva, že vývoj inflácie je ovplyvňovaný aj inými faktormi, ako napríklad nepriamymi daňami alebo inflačnými očakávaniami.

Neistota v odhade produkčnej medzery a jej predikčnej schopnosti vyplýva takisto aj zo samotného charakteru vstupných údajov. Optimálny odhad produkčnej medzery by mal byť založený na údajoch, ktoré nepodliehajú častým revíziám (Cotis et al., 2005). Pri tvorbe modelov slúžiacich na uskutočňovanie predikcií je využívaná najnovšia verzia historických údajov, ktoré sú postupom času upravované a často bývajú porovnávané s modelmi, do ktorých vstupujú údaje staršej verzie (Croushore, Stark, 2001). V reálnom čase však nemajú ekonomickí agenti k dispozícii upravené údaje, čo následne môže viesť k situácii, že tieto modely a modely založené na revidovaných údajoch (ktoré sú však k dispozícii až s väčším časovým odstupom), môžu prinášať odlišné predpovede.

Revízie môžu rovnako ovplyvňovať očakávania agentov, menové pravidlá alebo šoky týkajúce sa menovej politiky (Croushore, Stark, 2001, s. 111). Opatrnosť ohľadom predbežného charakteru makroekonomických časových radov je preto zdôrazňovaná v mnohých štúdiách zaoberajúcich sa touto témou (viď napr. Swanson, 1996).

3 Metodika

Odhad produkčnej medzery Slovenskej republiky bude v tejto štúdii vykonaný pomocou štyroch metód: Hodrick-Prescottovho filtra, jednorozmerného modelu nepozorovaných komponentov, produkčnej funkcie a SVAR modelu. Vo všetkých štyroch prípadoch odhadu produkčnej medzery využívame logaritmický tvar premenných (pokiaľ nie sú vykázané v percentách). Zoznam použitých premenných, ich jednotiek a prislúchajúcich zdrojov, z ktorých sme údaje čerpali, ponúka Tab. 1.

Tab. 1 Zoznam použitých premenných, jednotiek a zdrojov údajov

(Zdroj: vlastné spracovanie)

Názov premennej	Jednotky	Zdroj
Reálny HDP	v mil. EUR	NBS
Počet pracujúcich, vekové skupiny spolu, muži a ženy spolu	v tis. osobách	ŠÚ SR
Tvorba reálneho hrubého fixného kapitálu	v mil. EUR	ŠÚ SR
Miera nezamestnanosti	v %	NBS
Inflácia (HICP)	v % (index 2015=100)	NBS

Následne zhodnotíme predikčnú schopnosť vykonaných odhadov s cieľom nájsť najvhodnejšiu metódu pre odhad inflačných tlakov v ekonomike.

3.1 Hodrick-Prescottov filter

Táto metóda patrí k najčastejšie využívaným metódam odhadu pre jej jednoduchú implementáciu a dostupnosť vo väčšine ekonometrických softvéroch. V našom prípade ju volíme kvôli zabezpečeniu porovnateľnosti s ostatnými štúdiami. Hodrick-Prescottov filter dekomponuje časový rad y_t – v našom prípade reálny HDP v logaritmickom tvare na dve zložky – trendovú (potenciálny produkt) g_t a cyklickú (produkčná medzera) c_t minimalizovaním nasledovného vzťahu:

$$\min_{g_t} \left[\sum_{t=1}^N (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{N-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \right] \quad (1)$$

pričom uvažujeme s N počtom pozorovaní. Parameter lambda musí byť explicitne definovaný; volíme hodnotu 1600 na základe štvrtročnej frekvencie použitých údajov.

3.2 Model nepozorovaných komponentov

Uvažujeme s jednorozmerným modelom nepozorovaných komponentov, podľa ktorého môžeme časový rad reálneho outputu y_t zapísať ako (Harvey, 1993):

$$y_t = y_t^p + y_t^c \quad (2)$$

ktorý pozostáva z trendovej zložky (potenciálny produkt) y_t^p a cyklickej zložky y_t^c . Potenciálny produkt y_t^p predstavuje náhodnú prechádzku s posunom:

$$y_t^p = \mu_t + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^p \quad (3)$$

pričom náhodná zložka $\varepsilon_t^p \sim N(0, \sigma_p^2)$. Využívame rozšírenie pôvodného modelu (Clark, 1989), podľa ktorého posun μ_t nie je konštantný v čase, ale sleduje náhodnú prechádzku s náhodnou zložkou $\varepsilon_t^\mu \sim N(0, \sigma_\mu^2)$:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu \quad (4)$$

Cyklická zložka y_t^c (nami hľadaná produkčná medzera) predstavuje AR(2) proces:

$$y_t^c = \varrho_1 y_{t-1}^c + \varrho_2 y_{t-2}^c + \varepsilon_t^c, \text{ pričom } \varepsilon_t^c \sim N(0, \sigma_c^2) \quad (5)$$

Zároveň predpokladáme, že ε_t^μ , ε_t^p , ε_t^c sú vzájomne nekorelované. Na získanie rekurzívnej predikcie stredných hodnôt stavových veličín (filtráciu) bude použitý Kalmanov filter.

3.3 Produkčná funkcia

Pre potreby tohto článku sme sa rozhodli použiť Cobb-Douglasovu produkčnú funkciu v tvare:

$$Y^* = A^* L^{*\alpha} K^{*(1-\alpha)} \quad (6)$$

kde Y^* predstavuje potenciálny produkt, L^* a K^* označujú potenciálnu úroveň pracovnej sily a kapitálu, A^* označuje potenciálnu celkovú produktivitu faktorov a α predstavuje elasticitu práce k produktu.

Odhad pomocou tejto metódy vyžaduje viacero informácií, ktoré nie sú merateľné (napr. potenciálna úroveň kapitálu, pracovnej sily a i.). Celková produktivita faktorov predstavuje efektívnu úroveň výrobných faktorov (práce a kapitálu), ktorá bola vypočítaná ako Solowove reziduály kapitálu a práce na základe údajov o reálnom HDP. Následne jej potenciálna úroveň bola odhadnutá ako trendová zložka pomocou Hodrick-Prescottovho filtra. Rovnovážna úroveň zamestnanosti bola takisto vypočítaná ako trendová zložka aktuálnych údajov o dostupnej pracovnej sile v ekonomike. V prípade kapitálu sme využili „*perpetual inventory*“ metódu na odhad počiatočnej úrovne zásob reálneho kapitálu a následne sme vypočítali jeho aktuálnu úroveň v čase ako súčet bežných fixných investícií upravených o depreciaáciu. Pre elasticitu práce Slovenskej republiky bola zvolená hodnota 0,52 a pre mieru depreciaácie 4 % podľa práce Konuki (2010) pre podmienky slovenskej ekonomiky.

3.4 SVAR model

Pri odhade produkčnej medzery Slovenskej republiky pomocou SVAR modelu využívame k identifikácii dopytových a ponukových šokov časové rady reálneho HDP a nezamestnanosti (Blanchard, Quah, 1989). Model môžeme zapísať v tvare kĺzavých priemerov nekonečného rádu

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ u_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11i} & d_{12i} \\ d_{21i} & d_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-i}^d \\ \varepsilon_{t-i}^s \end{bmatrix} \quad (7)$$

kde vektor endogénnych premenných $Y_t = [\Delta y_t \ u_t]^T$ pozostáva z diferencií logaritmov reálneho štvrťročného HDP a nezamestnanosti. Pre vektor štrukturálnych šokov $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^d \ \varepsilon_t^s]^T$, ktorý pozostáva z dopytového šoku ε_t^d a ponukového šoku ε_t^s , platí $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t^T) = I$ a $E(\varepsilon_t \varepsilon_s^T) = 0$ pre všetky $t \neq s$. Zatiaľ čo predpokladom dopytových šokov je ich krátkodobý charakter, ponukové šoky majú permanentný vplyv na úroveň produkcie. Krátkodobý efekt dopytových šokov sa do modelu premieta vo forme podmienky $\sum_{i=0}^{\infty} d_{11i} = 0$. Výsledkom je, že efekt dopytového šoku na Δy_t sa v dlhom období vytráca (kladný efekt musí byť vykompenzovaný rovnakým záporným efektom). To ale znamená, že dlhodobá úroveň y_t sa vplyvom dopytového šoku nemení. S využitím historickej dekompozície šokov odhadujeme príspevky dopytového a ponukového šoku k vývoju Δy_t ako:

$$\Delta y_t = \Delta gap_t + \Delta y_t^p = \sum_{i=0}^{\infty} d_{11i} \varepsilon_{t-i}^d + \sum_{i=0}^{\infty} d_{12i} \varepsilon_{t-i}^s \quad (8)$$

Potenciálny produkt má následne podobu produktu, ktorý sa vytvorí pri absencii dopytových šokov a jeho jediným determinantom tak ostávajú ponukové šoky. Uvedený predpoklad nulového vplyvu dopytového šoku na úroveň HDP a nezamestnanosť je v súlade s teoretickým modelom agregátnej ponuky a agregátneho dopytu. Krivka ponuky sa v dlhom období stáva vertikálnou a šoky v agregátnom dopyte sa v dlhom období neprejavujú na zmenách v úrovni HDP. Aby sme získali úroveň produkčnej medzery z jej diferencovaných hodnôt, obdobie Q2/1999 bolo nami určené za obdobie, kedy sa skutočný produkt zhoduje s potenciálnym.

3.5 Posúdenie predikčnej schopnosti odhadov produkčnej medzery

Produkčná medzera je považovaná za vhodný indikátor pre odhad inflačných tlakov v ekonomike (Orphanides, van Norden, 2005); (Jarociński a Lenza, 2016). Výsledky odhadnutých produkčných medzier budeme preto používať pri posudzovaní ich schopnosti predpovedať infláciu s cieľom identifikovať metódu odhadu s najlepšou predikčnou schopnosťou. Analýza bude vychádzať zo špecifikácie modelu (Hjelm, Jönsson, 2010):

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^k \gamma_j gap_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

pričom π_t označuje infláciu v čase t vypočítanú zo sezónne očisteného štvrťročného Harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien (z ang. *Harmonised Index of Consumer Prices – HICP*), gap_t predstavuje nami odhadnutú produkčnú medzeru a predpokladáme, že v ε_t sa nenachádza heteroskedasticita a autokorelácia². Pri voľbe počtu oneskorených hodnôt inflácie a produkčnej medzery sme sa riadili Schwarzovým informačným kritériom aplikovaným na potenciálne modely odhadnuté na celej vzorke dát. Kvôli obmedzenému množstvu pozorovaní je maximálny počet oneskorení oboch premenných stanovený na hodnotu 4. Ako optimálne bolo určené nastavenie $p = 2$ a $k = 4$ ³.

² Na základe Breusch-Godfrey testu môžeme konštatovať, že rezíduá modelu odhadnutého na celej vzorke nie sú autokorelované pre žiadnu z odhadnutých produkčných medzier. Zároveň sa v nich nevyskytuje autokorelácia vyšších rádov. Z pohľadu Jarque-Bera testu sa však javí, že rezíduá nie sú normálne rozdelené. Preto sme na testovanie heteroskedasticity použili Whiteov test, ktorý sa neopiera o predpoklad normálneho rozdelenia rezíduí. Rezíduá modelu s produkčnou medzerou odhadnutou UC modelom sú podľa testu heteroskedastické, rezíduá zvyšných modelov sú homoskedastické. Podľa ARCH LM testu sa v modeli nevyskytuje podmienená heteroskedasticita.

³ Uvedené nastavenie platí pre všetky produkčné medzery s výnimkou medzery odhadnutej prostredníctvom SVAR modelu (v tomto prípade sa táto možnosť javí ako druhá najlepšia). Pre porovnateľnosť výsledkov však uvažujeme s uvedeným nastavením pre každý model.

Následne kvalitu predpovede hodnotíme pomocou vypočítaných stredných štvorcových chýb (z ang. *Root Mean Squared Error* – *RMSE*) modelov, ktoré sa odlišujú použitým odhadom produkčnej medzery. Aby sme vedeli porovnať tieto modely s modelom bez produkčnej medzery, teda AR(2) modelom inflácie⁴, zamerali sme sa na výpočet tzv. relatívnej RMSE:

$$RMSE_{relatívna} = \frac{RMSE_m}{RMSE_{ar}} \quad (10)$$

kde $RMSE_m$ predstavuje strednú štvorcovú chybu modelu m (viď rovnica (9)) a $RMSE_{ar}$ predstavuje strednú štvorcovú chybu AR (2) modelu.

Výsledky menšie ako 1 znamenajú, že model obsahujúci oneskorenú hodnotu produkčnej medzery ako vysvetľujúcu premennú prekonáva model AR(2).

4 Výsledky

V rámci uvedených metód odhadu produkčnej medzery sme pracovali s makroekonomickými údajmi Slovenskej republiky vykazovanými vo štvrtročnej časovej frekvencii kvôli čo najlepšiemu zachyteniu cyklického charakteru ekonomiky. Odhad bol uskutočnený pre časové obdobie od prvého štvrťroku 1998 po druhý kvartál roku 2016.

4.1 Odhad produkčnej medzery Slovenskej republiky

V prípade SVAR modelu vyžaduje samotný odhad stacionaritu vstupných premenných. Pre overenie stacionarity sme v tomto prípade použili rozšírený Dickey-Fullerov (ADF) test s časovým posunom uvedeným v Tab. 2 (p-hodnoty podľa MacKinnon, 1996) a Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) test. Nezamestnanosť kvôli nestacionárnej podobe vstupuje do modelu ako rozdiel medzi skutočnou nezamestnanosťou a trendom vypočítaným HP filtrom⁵. Po týchto úpravách potvrdil ADF test stacionaritu oboch premenných na 5 % hladine významnosti. Pre potreby odhadu rovnice (9) obsahuje tabuľka aj testy stacionarity pre infláciu a jednotlivé produkčné medzery. Počet oneskorení je stanovený na základe Schwarzovho informačného kritéria. Testovaná rovnica pre každý časový rad s výnimkou inflácie obsahuje navyše konštantu (v prípade inflácie je testovaná rovnica doplnená o štatisticky významný deterministický trend). Testovanie stacionarity bolo vykonané v programe Eviews a odhad modelov v prostredí programu R. Test potvrdil na 5% hladine významnosti stacionaritu inflácie a produkčných medzier s výnimkou UC modelu.

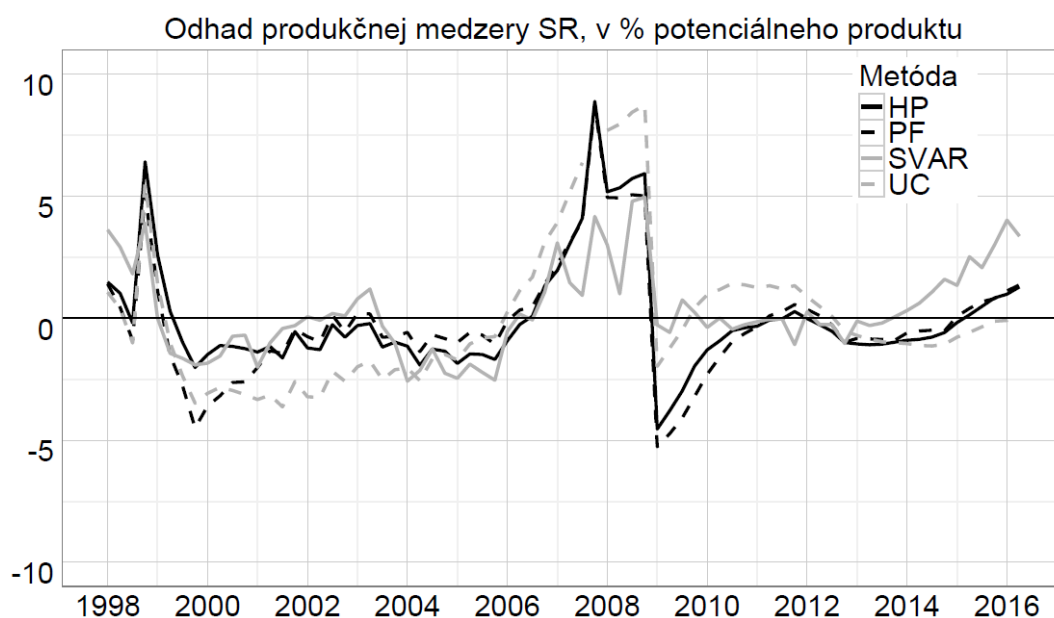
⁴ AR model inflácie sa javí ako vhodný benchmark, ktorý sa používa v obdobných štúdiách (napr. Hjelm, Jönsson, 2010) hlavne z dôvodu, že je náročné ho prekonať (Stock, Watson, 2008).

⁵ Porovnateľne postupovali autori Galabová et al. (2005), ktorí za premennú u v SVAR modeli považovali medzeru v zamestnanosti, kde rovnovážna zamestnanosť bola odhadnutá HP filtrom.

Tab. 2 Testovanie stacionarity premenných modelu SVAR (*Zdroj: vlastné spracovanie*)

	Test. štatistika ADF test (p-hodnota)	Počet oneskorení	Test. štatistika KPSS test (p-hodnota)
Δy	-9,192 (0,0000)	0	0,141 (>0,1)
u	-3,060 (0,0341)	1	0,082 (>0,1)
π	-8,201 (0,0000)	0	0,055 (>0,1)
gap_{HP}	-3,496 (0,0109)	0	0,071 (>0,1)
gap_{UC}	-2,532 (0,1124)	0	0,234 (>0,1)
gap_{PF}	-3,338 (0,0167)	0	0,103 (>0,1)
gap_{SVAR}	-2,995 (0,0403)	3	0,152 (>0,1)

Po splnení predpokladu stacionarity premenných Δy a u boli vykonané odhady produkčnej medzery Slovenskej republiky. Graf 1 znázorňuje výsledky odhadu pre jednorozmerný model nepozorovaných komponentov (UC), produkčnú funkciu (PF), SVAR model, ako aj odhad pomocou Hodrick-Prescottovho filtra (HP). Jednotlivé metódy odhadu dávajú v zásade podobné výsledky – prudký nárast a fáza expanzie v rokoch 1998-1999, klesajúci pohyb a vytvorenie zápornej produkčnej medzery v období rokov 2000-2002 a následne kolísanie, resp. obdobie recesie v rokoch 2004-05. Vo všetkých prípadoch odhadu sa potvrdilo obdobie expanzie v rokoch 2006 až 2008, po ktorom nasleduje rapídny prepád v podobe prejavovania krízy – pre slovenskú ekonomiku k nemu došlo až v roku 2009. Následne dochádza k stimulovaniu ekonomiky a jej postupnému obnovovaniu.

**Graf 1** Odhad produkčnej medzery Slovenskej republiky (*Zdroj: vlastné spracovanie*)

Všetky použité metódy odhadu zachytili podobný charakter cyklického správania slovenskej ekonomiky, avšak v mnohých prípadoch je ich odchýlka natoľko výrazná, že určitá metóda odhadla kladnú produkčnú medzeru, zatiaľ čo iná zápornú (napr. rok 2003, obdobie 2005-06, 2010-12 a i.). Rovnako je

badateľný rozdiel odhadov v prípade rozsahu produkčnej medzery v rokoch 2007-08 – okrem modelu SVAR odhadli všetky ostatné metódy kladnú produkčnú medzeru vo veľkosti približne až 8% potenciálneho produktu. Model SVAR odhaduje maximálnu hodnotu vo výške 5%.

Z hľadiska uplatňovania proticyklických stabilizačných opatrení sú však najzásadnejšími odhady v posledných pozorovaniach, teda odhady pre prvé dva kvartály roku 2016. Z tohto pohľadu vidieť výrazné rozdiely v odhadoch, ktoré dávajú nejednoznačné odporúčania. Zatiaľ čo model nepozorovaných komponentov (UC) indikuje produkčnú medzeru na úrovni približne 0 % potenciálneho produktu, teda žiadne nerovnovážne tlaky, model SVAR odhadol produkčnú medzeru približne na úrovni 4% potenciálneho produktu. Hodrick-Prescottov filter spolu s produkčnou funkciou dávajú približne rovnaké výsledky (hodnota 1,5% potenciálneho produktu). Podobné výsledky pramenia z faktu, že odhady cyklických zložiek vstupných parametrov produkčnej funkcie môžu byť odhadnuté Hodrick-Prescottovým filtrom alebo inými filtračnými technikami. Avšak Hodrick-Prescottov filter trpí tzv. vychýleným odhadom koncových pozorovaní, čo z neho z hľadiska stanovenia vhodných stabilizačných opatrení pre nasledujúce obdobie nerobí vhodnú metódu odhadu.

4.2 Zhodnotenie predikčnej schopnosti vykonaných odhadov

Rovnica (9) je odhadovaná pomocou časových radov inflácie a odhadnutých produkčných medzier v rozpätí Q1/1998 – Q4/2013. Použitím *out-of-sample* prognózy vykonávame predikciu inflácie pre nasledujúci štvrťrok Q1/2014 prostredníctvom dát produkčnej medzery a inflácie, ktoré má osoba vykonávajúca predpoveď v tom čase k dispozícii. Táto hodnota je následne porovnaná so skutočnou hodnotou inflácie. V ďalšom kroku je model odhadnutý pre obdobie Q1/1998 – Q1/2014. Daná procedúra začínajúca odhadom modelu pre nasledujúce obdobie až po realizáciu predpovede na jeden štvrťrok dopredu je vykonaná až do Q3/2015.

Tab. 3 Zhodnotenie predikčnej schopnosti produkčnej medzery (Zdroj: vlastné spracovanie)

Metóda odhadu	Inflácia (HICP)		Čistá inflácia (HICP)	
	$p=2, k=4$	$p=4, k=4$	$p=2, k=4$	$p=4, k=4$
Hodrick-Prescottov filter	0,943	0,937	0,994	0,932
Jednorozmerný UC model	1,002	1,018	1,097	0,946
SVAR model	0,853	0,846	0,877	0,950
Produkčná funkcia	0,964	0,974	1,028	0,956

Výsledné hodnoty relatívnej RMSE uvádza Tab. 3. Modely s produkčnými medzerami odhadnutými Hodrick-Prescottovým filtrom, SVAR modelom a produkčnou funkciou prekonal AR(2) model inflácie. Najnižšie relatívne RMSE dosahuje model s produkčnou medzerou odhadnutou SVAR modelom. Pozreli sme sa aj na súčet koeficientov γ_j , ktorý by mal dosahovať kladné hodnoty.

Súčty koeficientov pre SVAR model a Hodrick-Prescottov model boli kladné, pre model s produkčnou funkciou sa pohybovali v okolí nuly a pre UC model bol súčet koeficientov dokonca záporný. Záporný súčet koeficientov v prípade UC modelu len opäť potvrdzuje nevhodnosť výsledkov danej metódy pre predikciu. Analýza je následne doplnená o výpočty relatívnej RMSE s čistou infláciou, ktorú vykazuje NBS vypočítanú z HICP a o alternatívnu špecifikáciu modelu s $p = 4$ a $k = 4$, ktorá sa podľa informačných kritérií taktiež javila ako vhodná možnosť (hlavne pre čistú infláciu). Aj naďalej dosahoval najlepšie výsledky SVAR model (výnimkou je špecifikácia v poslednom stĺpci tabuľky) a UC model v mnohých prípadoch nevedel prekonať ani AR(2) model inflácie.

5 Záver

V rámci vykonaných odhadov pomocou nami zvolených metód (model nepozorovaných komponentov, produkčná funkcia, SVAR model, Hodrick-Prescottov filter) môžeme celkovo konštatovať, že výsledky nie sú veľmi odlišné a jednotlivé metódy nám dávajú podobný tvar produkčnej medzery Slovenskej republiky počas sledovaného obdobia. Výraznejšie odlišnosti môžu byť zaznamenané v prípade kolísania produkčnej medzery okolo nulovej hodnoty, ako aj rozdielnej amplitúdy v čase krízy 2008 (najmä v prípade modelu SVAR).

Z hľadiska predikčnej schopnosti na základe RMSE štatistiky sa ako najvhodnejšia metóda javila metóda odhadu pomocou modelu SVAR. Naopak, jednorozmerný model nepozorovaných komponentov nedokázal z toho pohľadu prekonať ani AR(2) predikčný model inflácie. Môžeme konštatovať, že produkčné medzery neprinášajú iba samy o sebe pri izolovanom použití výrazné zlepšenie predikcie inflácie v porovnaní s AR modelom.

Podobné výsledky a závery spochybňujúce význam produkčnej medzery pri predikcii inflácie môžeme nájsť v Billmeier (2004) alebo Stock a Watson (2008). Dôvodom neschopnosti modelov s produkčnou medzerou prekonať predpovede jednoduchších modelov môže byť niekoľko; Reichlin (2009) poukazuje na zmeny v menovej politike a zmeny v štrukturálnych charakteristikách vyspelých ekonomík v období 80-tych rokov, ktoré mohli znížiť predikčnú schopnosť uvedených modelov. S tým môže súvisieť aj problém endogenity, ak pripustíme, že produkčná medzera je faktorom, ktorý je zahrnutý v predikčných modeloch centrálnych bánk a ovplyvňuje tak jej rozhodnutia, ktoré sa následne odrážajú v zmenách ekonomických premenných. V takomto prípade môže analýza vzťahu inflácie a produkčnej medzery vyžadovať sofistikovanejší model.

6 Poďakovanie

Za cenné pripomienky ďakujeme obom anonymným recenzentom. Tento príspevok bol vypracovaný v rámci projektu VEGA 1/0994/15.

7 Literatúra

- Billmeier, A. (2004). Ghostbusting: Which Output Gap Measure Really Matters? Working Paper 04/146, IMF.
- Blanchard, O. J., & Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review*, 79(4), 655 – 673.
- Clark, P. K. (1989). Trend Reversion in Real Output and Unemployment. *Journal of Econometrics*, 40(1), 15-32. doi:10.1016/0304-4076(89)90027-4
- Cotis, J.-P., Elmeskov, J., & Mourougane, A. (2005). Estimates of Potential Output: Benefits and Pitfalls from a Policy Perspective. Euro area business cycle: stylised facts and measurement issues, CEPR.
- Croushore, D., & Stark, T. (2001). A Real-Time Data Set for Macroeconomists. *Journal of Econometrics*, 105(1), 111-130. doi:10.1016/s0304-4076(01)00072-0
- Galabová, M., et al. (2005). Odhad Produkčnej Medzery a Štrukturálneho Salda Verejných Financíí v SR. IFP, MFSR, Ekonomická analýza, 3.
- Harvey, A. C., & Jaeger, A. (1993). Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. *J. Appl. Econ. Journal of Applied Econometrics*, 8(3), 231-247. doi:10.1002/jae.3950080302
- Hjelm, G., & Jönsson, K. (2010). In Search of a Method for Measuring the Output Gap of the Swedish Economy - Economic, Econometric and Practical Considerations. Working paper 115, National Institute of Economic Research.
- Jarociński, M., & Lenza, M. (2016). An Inflation-Predicting Measure of the Output Gap in the Euro Area. Working Paper Series 1966, European Central Bank.
- Kloudová, D. (2013). Produkční Mezera jako Indikátor Inflace - Příklad pro Českou Ekonomiku. *Politická Ekonomie*, 61(5), 639-652. doi:10.18267/j.polek.921
- Konuki, T. (2010). Estimating Potential Output and the Output Gap in Slovakia. *Eastern European Economics*, 48(2), 39-55. doi:10.2753/eee0012-8775480203
- MacKinnon, J. G. (1996) Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 601-618.
- Orphanides, A., & Norden, S. V. (2005). The Reliability of Inflation Forecasts Based on Output Gap Estimates in Real Time. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(3), 583-601. doi:10.1353/mcb.2005.0033
- Reichlin, L. (2009). Comments on “Phillips Curve Inflation Forecasts” by James H. Stock and Mark W. Watson. *Understanding Inflation and the Implications for Monetary Policy: A Phillips Curve Retrospective*, 187.
- Stock, J., & H.; Watson, M. W. (2008). Phillips curve inflation forecasts. National Bureau of Economic Research.
- Swanson, N. (1996). Forecasting Using First-Available Versus Fully Revised Economic Time-Series Data. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 1(1). doi:10.2202/1558-3708.1012

Predikcia lapsusu použitím penalizovanej logistickej regresie Lapse Prediction Using Penalized Logistic Regression

Lukáš Sobíšek^a, Mária Stachová^b, Pavol Král^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, maria.stachova@umb.sk, pavol.kral@umb.sk

Abstrakt: Cieľom nášho príspevku je odhadnúť penalizovaný regresný model, vhodný na detekciu pravdepodobnosti predčasného ukončenia poisťnej zmluvy (lapsusu) v čase do dvoch rokov po jej uzavretí. Náš model je vybudovaný na reálnych dátach s informáciami o zákazníkoch istej českej poisťovne. Správne určené faktory determinujúce lapsus môžu byť neskôr použité pri tvorbe stratégií získavania nových zákazníkov. Zároveň môžu pomôcť pri rozpoznávaní vysoko rizikových zmlúv a tiež môžu slúžiť ako benchmark pri určovaní efektívnosti strategickej politiky v poisťovni.

Abstract: The aim of our contribution is to estimate penalized regression models indicating policy lapses two years after inception. Our models are built on real customer's data set provided by a Czech insurance company. Important lapse factors determined by a fitted lapse model may be used to create a commission strategy. Further, they can be integrated into the underwriting process in terms of the insurer's refusal to conclude a contract with a customer with a high lapse probability. The models can serve as a benchmark to evaluate the overall performance as well as the performance of subgroups of policies in the company.

Kľúčové slová: benchmark, penalizovaná logistická regresia, predikcia lapsusu

Key words: benchmark, penalized logistic regression, lapse prediction

1 Introduction

Lapse and surrender ("lapse" is used to refer to lapse and surrender in the rest of our paper) is a termination of an insurance contract in case the policyholder ceases to pay regular payments agreed in an insurance contract to the insurer. In case of surrender, the policyholder requests to pay out surrender value, while in the case of lapse, the contract is terminated without pay out. The difference between these two terms is described in more detail in (Eling and Kiesenbauer, 2011). Insurance companies estimate the portfolio lapse rate, hereinafter "lapse rate", and model lapses of single contracts.

The insurer needs to model the lapse rate in order to manage liquidity and profitability. Liquidity and profitability risk caused by a high lapse is mentioned by Milhaud (2011):

- 1 A high lapse can cause losses to the insurer due to a risk that initial expenses will not be reimbursed. The insurer bears those expenses at the beginning; however, the profit is reached during the contract life.

- 2 The insurer might be exposed to a risk of adverse selection. For example, clients with a higher health risk or other issues related to contract rejection are less likely to lapse the contract. This causes a higher rate of claims than expected.
- 3 In the case of traditional insurance, there is a risk with liquidity caused by the interest rate, since the interest rate is changing during the time, whereas the contract is modeled with the interest rate valid at contract inception.

In practice, there are used deterministic and stochastic lapse rate models. Different stochastic models are described by e.g. (Cox and Lin, 2006; Kagraoka, 2005). Fier (2011) mentions three basic hypotheses explaining lapse behavior: emergency fund hypothesis (EFH), interest rate hypothesis (IRH), and policy replacement hypothesis (PRH). The EFH (Outreville, 1990; Kuo et. al., 2003; Kim, 2005) argues that individuals will be more likely to lapse a life insurance policy when faced with economic hardship. The IRH (Schott, 1971; Pesando, 1974; Kuo et. al., 2003) states that policyowners may be willing to remove funds from a life insurance policy in order to take advantage of higher market rates. Finally, the PRH (Outreville, 1990; Russel, 1997; Carson and Forster, 2000) states that policy lapses may occur simply because the policyholder has identified a more attractive policy with better terms or rates.

The lapse rate is one of the key inputs for cash-flow models, e.g. MCEV (Market Consistent Embedded Value), MCVNB (Market Consistent Value of New Business), which are important indicators for shareholders, managers, customers and regulators. The lapse rate is an important factor for pricing as well. From the insurer's perspective the received premium is very important since the main part of it is to be used for initial cost reimbursement and for making reserves to cover claims. The rate of claims increases proportionately with mortality and morbidity. A high lapse rate causes a negative increase of product price, which makes products uncompetitive.

The lapse probability model of single contracts, herein "lapse model", is an essential tool for insurance companies. The model enables to perform retention activities positioned to clients with a high lapse probability. The information about lapse probability is a part of customer's life cycle value, which is one of the determinants for behavioral segmentation. Service segmentation is very useful during crises, when insurance companies are forced to be more efficient in cost management and at the same time, they try to provide exclusive services to the top clients' segment.

In our case, the insurance company is particularly interested in the probability of lapse in the first two years from inception, when it is higher than in the following years due to the set commission policy. It can be explained by

cannibalization effect, i.e. an agent tends to sell a different product to a customer and thus replace the original one after the two years' clawback expires. Another reason for lapse in the first few months arises when a product is sold to a customer who has different expectations from the product. Disappointed customers increase reputational risk of insurance. Important lapse factors determined by a fitted lapse model may be used to create a commission strategy. Further they can be integrated into the underwriting process in terms of insurer refusal to conclude a contract with a customer with a high lapse probability. Finally, factors might be incorporated into lapse rate modeling.

The existing empirical literature on lapse discloses only a few published analyses of the lapse model and lapse probability factors, because the clients' data are confidential. Renshaw and Haberman (1986), Kagraoka (2005), Cerchiara (2009), and Milhaud (2011) incorporate factors such as policy duration, calendar year, policyholder age, method of payment, or product type into their lapse rate model. Eling (2011) extends models by considering the remaining policy duration, distribution channel and supplementary cover as significant lapse drivers. Researchers of these studies used Generalized Linear Model (GLM), specifically logistic regression model, binomial model, Poisson model, negative binomial model, classification and regression tree model (CART) to construct their models.

As far as we know, similar studies with at least publicly available partial results have not yet been conducted in the Czech Republic or Slovakia. In order to fill this gap, we began to cooperate with an insurance company in the Czech Republic and we obtained real data including policyholder and contract characteristics. As the first, we bring results that can be generalized to the Central European insurance market. In this study, we focus on traditional insurance. We identify lapse factors and model the probability of lapse for each contract in the first two years from inception using penalized logistic regression. Penalized approach is suitable for the identification of important factors as well as for the fitting model in a situation where we have a large number of variables. Into our models, we integrate characteristics which have never been considered before and identify some of them as significant factors, particularly employers contribution, payment behavior, regular premium amount. We compare this approach with tree-based approach, which is often used for classification because of its simplicity and interpretability. This paper might serve as an instruction for academics and practitioners (researchers, risk managers) interested in modeling lapse probability in the life insurance industry.

The main part of the paper is divided as follows. Section 2 provides a description of data used for analysis. A detailed description of our methodology follows in section 3, the results are presented in section 4, and in section 5, we make conclusion and outline our future work.

2 Data

Models are estimated on a real customer's data set that comes from a Czech insurance company. The data set consists of 16 474 cases (rows) and 22 variables (columns). Dependent variable represents classification of the contract, other variables are predictors such as demographics, premium, payment behavior, policy duration (contracted and real), distribution channel, method of payment, employer contribution, number of claims (approved, rejected), number of associated agents, insurance penetration (number of policies per client), payment frequency, paid premium related to expected premium, etc., as is shown in Table 1. The 4 794 cases belongs to customers with a lapsed insurance policy and 11 953 cases to customers with a policy in force.

Tab. 1 Description of used variables and their notation (Source: own elaboration)

<i>Variable</i>	<i>Description (type)</i>
V4	Group policy (dichotomous)
V6	Contracted duration of policy- in years (numeric)
V7	Disribution channel (categorical)
V10	The age of policyholder at the time of conclusion of the contract (numeric)
V11	Method of payment (categorical)
V12	Employer cotribution (dichotomous)
V13	Agency ID (categorical)
V14	Sex (dichotomous)
V15	Occupation -code (categorical)
V16	Monthly premium (numeric)
V17	Number of claims approved (numeric)
V18	Number of claims rejected (numeric)
V19	Region-code (categorical)
V20	Number of associated agents (numeric)
V22	Numbert of all active policyholder's policies (numeric)
V23	Number of all inactive policyholder's policies (numeric)
V24	Maximum value of debt (numeric)
V25	How long is the policy in debt-in years (numeric)
V27	Payment frequency (categorical)
V28	Yearly premium (numeric)
V29	Paid premium related to expected premium (numeric)

Although we fully support the idea of reproducible research, the insurance company does not permit us to share data in any form because of its confidentiality policy.

3 Methodology

There exist many possibilities how to fit classification models (Hastie et. al., 2011), e.g. linear discriminant analysis, quadratic discriminant analysis, logistic regression, generalized additive models, boosting, support vector machines, classification tree models, conditional inference tree models, random forests, conditional inference forests, etc. It is obvious that no one method dominates all the other over all possible data sets (James et al., 2013). In the given context, we decided to use penalized logistic regression, a generalization of the well-established logistic regression. Similarly to ordinal logistic regression, penalized logistic regression is able to provide us with quite a good and easily applicable classification model, straightforwardly interpretable model coefficients and scoring in the form of conditional probabilities. Moreover, the shrinkage used in penalized logistic regression has the effect of reducing variance of estimated parameters and we do not need a separate procedure for selection of variables. As a consequence, we can get a model including only relevant variables and a more reliable estimation of classification error since overfitting is reduced. The model was fitted and validated using the statistical system R (R Core Team, 2013), package glmnet (Friedman et. al., 2010). The initial model included 21 variables. We provide the supplementary R code in Appendix. The penalized logistic regression is based on maximization of penalized log-likelihood in the following form:

$$\sum_{i=1}^N [y_i(\beta_0 + \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_i) - \log(1 + e^{\beta_0 + \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_i})] - \lambda \sum_{j=1}^p |\beta_j|, \quad (1)$$

where λ denotes the penalization parameter, $\mathbf{x}_i$ denotes the vector of inputs, $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_N)$, β_0 is a constant and $y_i \in \{0,1\}$. The final solution is based on repeated application of a weighted lasso application, see (Friedman et. al., 2010; James et. al., 2013). In order to minimize the classification error, we used 10-fold cross-validation for fitting our model with the penalization parameter lambda set to 0.04066456.

Before penalized logistic regression was applied to the data, we checked the independence between numerical variables using Pearson's correlation coefficients and the variance inflation factor. The classification quality of our model was estimated using 10-fold cross-validation and visualised using receiver operating characteristic curve (ROC). Moreover, it was compared to the classification quality of other classification methods, namely to classification tree, random forest, conditional inference tree and conditional inference forest (Sobíšek and Stachová, 2013).

Tree-based models were generated through packages *rpart* (Therneau et al., 2013), *party* (Strobl et. al., 2008; Strobl et. al., 2007) and *randomForest* (Liaw and Wiener, 2002).

More theoretical details about the tree-based method can be found in (Breiman, 2000; Breiman et. al., 1984; Hothorn, 2006; Strasser and Weber, 1999).

4 Results

Pearson's correlation coefficients of numerical variables and dichotomou variables rounded to one decimal place are listed in Table 2:

Tab. 2 Pearson's correlation coefficients (*Source: own elaboration*)

	V4	V6	V10	V12	V14	V16	V17	V18	V20	V22	V23	V24	V25	V28	V29
V4	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1
V6	0.0	1	-0.8	-0.1	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.1	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0	-0.1
V10	0.0	-0.8	1	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.1	0.2	0.1	0.0	0.0	0.1
V12	0.0	-0.1	0.0	1	-0.1	-0.1	0.1	0.1	0.0	0.2	0.1	0.1	-0.1	0.0	0.1
V14	0.0	0.0	0.0	-0.1	1	0.1	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0
V16	0.0	-0.1	0.1	-0.1	0.1	1	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.4	0.1	0.4	0.1
V17	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	1	0.4	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
V18	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.4	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
V20	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0
V22	0.0	0.0	0.1	0.2	-0.1	0.1	0.1	0.0	0.0	1	0.4	0.1	0.0	0.1	0.0
V23	0.0	-0.1	0.2	0.1	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.4	1	0.1	0.0	0.1	0.0
V24	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.4	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	1	0.1	0.1	0.4
V25	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.1	1	0.1	0.0
V28	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.4	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1	1	-0.2
V29	0.1	-0.1	0.1	0.1	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.4	0.0	-0.2	1

Cramer's V coefficients of categorical variables rounded to one decimal place are shown in Table 3.

Tab. 3 Cramer's V coefficients (*Source: own elaboration*)

	V7	V11	V13	V15	V19	V27
V7	1.0	0.0	0.7	0.2	0.1	0.2
V11	0.0	1.0	0.1	0.1	0.1	0.5
V13	0.7	0.1	1.0	0.1	0.7	0.1
V15	0.2	0.1	0.1	1.0	0.1	0.1
V19	0.1	0.1	0.7	0.1	1.0	0.1
V27	0.2	0.4	0.5	0.2	0.1	0.2

Variance inflation factors of numerical variables are listed in Table 4:

Tab. 4 Variance inflation factors (*Source: own elaboration*)

Variable	VIF
V6	2.5
V10	2.6
V15	1.5
V17	1.2
V13	1.2
V20	1.0
V22	1.2
V23	1.2
V24	1.4
V25	1.0
V23	1.4
V29	1.3

From the previous tables, it is obvious that there are no serious problems with multicollinearity in our case. There is only a high pairwise correlation between variables V6 and V10, V7 and V13 and V13 and V19. Therefore, we omit V6 and V13 from our further analysis. Then we get the following logistic regression coefficients (rounded to three decimal places) for variables included in our model as we can see in Table 5:

Tab. 5 Penalized logistic regression coefficients (*Source: own elaboration*)

Variable	Coefficient
Intercept	18.081
V12 (level NO)	-0.197
V16	123.128
V25	0.023
V27 (level 1)	0.040
V28	-0.166

The classification quality of the fitted model is described by the following confusion matrix in Table 6. Rows represent the instances in predicted classes, while columns represent the instances in actual classes. Thus the diagonal elements represent correctly classified cases and the cross-diagonal elements represent misclassified cases.

Tab. 6 Confusion matrix of penalized logistic regression (*Source: own elaboration*)

	FALSE	TRUE
FALSE	4669	859
TRUE	125	11094

In Table 7, we compare the misclassification error of penalized logistic regression with the errors of tree based models (Sobíšek and Stachová, 2013):

Tab. 7 Misclassification errors of compared models (*Source: own elaboration*)

Model	Error rate
Penalized regression model	5.88%
Classification Tree	5.20%
Random Forest	5.06%
Conditional Inference Tree	4.93%
Conditional Inference Forest	5.54%

The error of penalized logistic regression is slightly higher but still sufficient. ROC curve for the penalized logistic regression model is depicted in Figure 1:

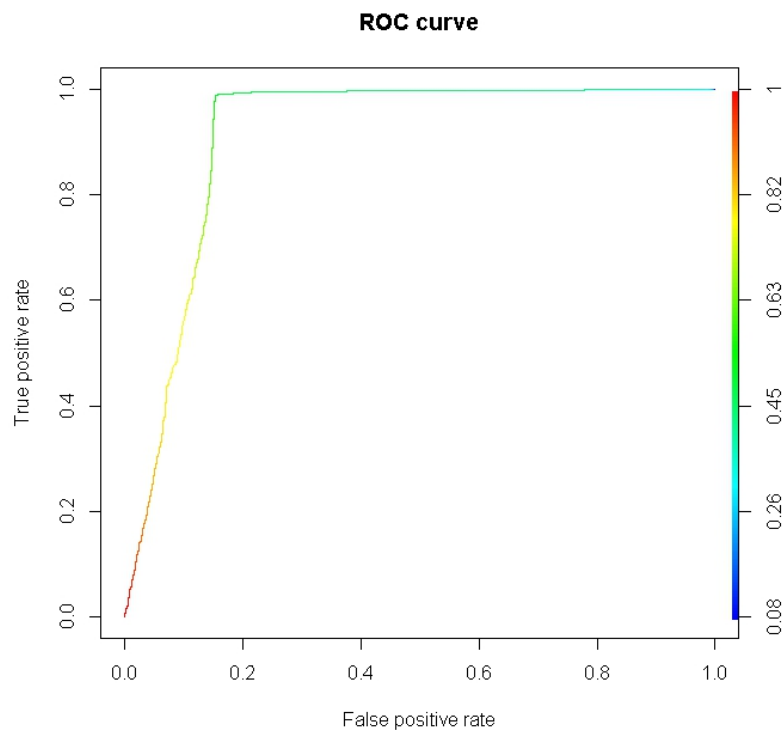


Fig. 1 ROC curve (*Source: own elaboration*)

Comparison of predictive ability of penalized logistic regression with tree-based methods using areas under ROC curves can be found in Table 8:

Tab. 8: Areas under ROC curves of compared models (*Source: own elaboration*)

Model	Area under ROC curve
Penalized logistic regression model	0.9098161
Classification tree	0.9521514
Random forest	0.9743413
Conditional inference tree	0.9626564
Conditional inference forest	0.9711183

Table 8 shows a slightly smaller predictive accuracy of the penalized logistic regression model than Table 7. But the predictive accuracy was not the main subject of our interest. We were also interested in prognostically important variables.

The random forest selected the important variables shown in Figure 2:

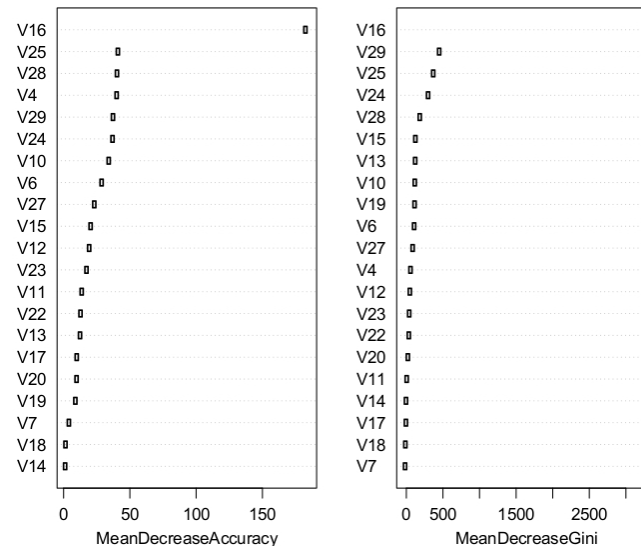


Fig. 1 Variable importance plot of the random forest model (*Source: own elaboration*)

The random forest as well as the classification tree confirmed that V16-monthly premium is the most important predictor variable. It is coherent with the results of penalized logistic regression we can find in Table 5. A coefficient profile plot of the coefficient paths for the fitted penalized logistic regression model is in Figure 3:

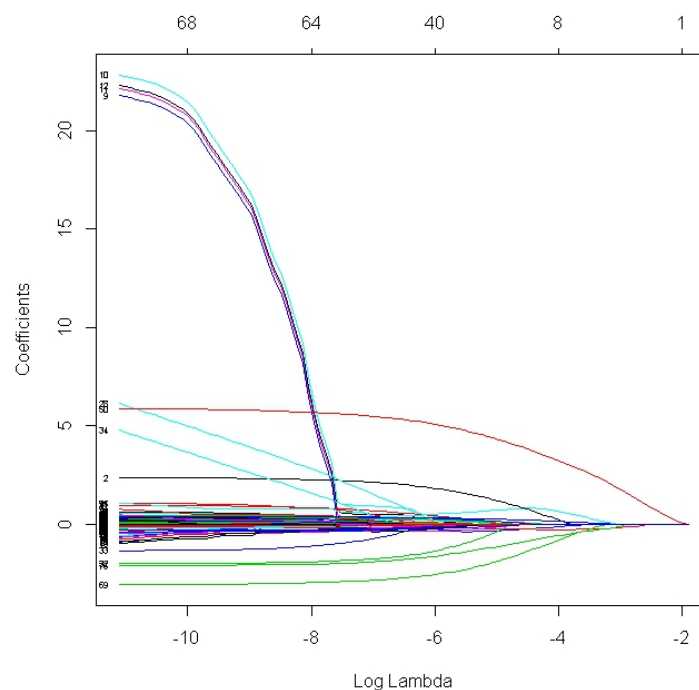


Fig. 2 A coefficient profile plot of the coefficient paths (*Source: own elaboration*)

5 Conclusion

In our paper, we present a unique study of lapse determinants valid for the insurance market in Central Europe. Our results are coherent with earlier studies by (Renshaw and Haberman, 1986; Kagraoka, 2005; Cerchiara et. al., 2009; Milhaud et. al., 2011; Eling and Kiesenbauer, 2011). Using these determinants we have constructed an easily applicable classification model that also employs some additionally identified significant determinants, most notably regular premium amount. The error rate of this model is comparable to models fitted with the use of alternative methods such as decision trees and random forests.

In our further research we would like to include expert information about the quality of data into the model construction process, e.g. using probabilistic graphical models.

6 Acknowledgement

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.

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

7 References

- Breiman, L. (2000). *Random Forest*. Machine Learning, 45, 5-32.
- Breiman, L. , Friedman, J.H., Olshen, R.A., Stone, C.J (1984). *Classification and Regression trees*. New York : Chapman and Hall.
- Carson, J.M, Forster, M.D. (2000). Suitability and Life Insurance Policy Replacement, *Journal of Insurance Regulation*, 18(4), 427-447.
- Cerchiara, R.R, Gambini, A., Edwards, M. (2009). Generalized Linear Models in Life Insurance: Decrements and Risk factor analysis under Solvency II, *Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari*, 72 , 100–122.
- Cox, S.H., Lin, Y. (2006). *Annuity Lapse Rate Modeling: Tobit or Not Tobit?*, *Society of actuaries*.
- Eling, M., Kiesenbauer, D. (2011). What Policy Features Determine Life Insurance Lapse? An Analysis of the German Market, *Working papers on risk management and insurance* , 95.
- Fier, S.G, Liebenberg, A.P (2013). Life Insurance Lapse Behavior, *North American Actuarial Journal*, 17(2), 153-167.
- Friedman, J., Hastie, T., Tibshirani, R. (2010). Regularization Paths for Generalized Linear Models via Coordinate Descent, *Journal of Statistical Software*, 33(1), 1-22.
- Gatzert, N., Hoermann, G., Schmeiser, H. (2009). The Impact of the Secondary Market on Life Insurers' Surrender Profits, *Journal of Risk and Insurance*, 76(4), 887–908.
- Hastie, T., Friedman, J.H. , Tibshirani, R. (2001). *The Elements of Statistical Learning*, New York : Springer.

- Hothorn, T., Hornik, K., Zeileis, A. (2006). Unbiased Recursive Partitioning: A Conditional Inference Framework, *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 15(3), 651-674.
- James, G., Witten, D., Hastie, T., Tibshirani, R. (2013). *An Introduction to Statistical Learning with Applications in R*, New York : Springer.
- Kagraoka, Y. (2005). Modeling Insurance Surrenders by the Negative Binomial Model, Working Paper.
- Kim, Ch. (2005). Modeling Surrender and Lapse Rates with Economic Variables, *North American Actuarial Journal*, 9(4), 56-70.
- Kuo, W., Tsai, Ch., Chen, W.-K. (2003). An Empirical Study on the Lapse Rate: The Cointegration Approach, *Journal of Risk and Insurance* 70(3), 489-508.
- Liaw, A., Wiener, M. (2002). Classification and Regression by randomForest, *R News*, 2(3), 18-22.
- Milhaud, X., Loisel, S., Maume-Deschamps, V. (2011). Surrender Triggers in Life Insurance: Classification and Risk Predictions, *Bulletin Français d'Actuariat*, 11(22), 5-48.
- Outreville, J.V. (1990). Whole-Life Insurance Lapse Rates and the Emergency Fund Hypothesis, *Insurance: Mathematics and Economics*, 9, 249-255.
- Pesando, J.E. (1974). The Interest Sensitivity of the Flow of Funds Through Life Insurance Companies: An Econometric Analysis, *Journal of Finance*, 29(4), 1105-1121.
- R Core Team, R: A language and environment for statistical computing, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2013, URL: <http://www.R-project.org/>
- Renshaw, A.E., Haberman, S. (1986). Statistical Analysis of Life Assurance Lapses, *Journal of the Institute of Actuaries*, 113, 459-497.
- Russell, D.T. (1997). An Empirical Analysis of Life Insurance Policyholder Surrender Activity, Dissertation.
- Schott, F.H. (1971). Disintermediation through Policy Loans at Life Insurance Companies, *Journal of Finance*, 26(3), 719-729.
- Sobíšek, L., Stachová, M. (2013). Lapse Prediction Models, Poster presented at the conference CASI 2013, Clane: Nui Maynooth, Ireland.
- Strasser, H., Weber, C. (1999). On the Asymptotic Theory of Permutation Statistics, *Mathematical Methods of Statistics*, 8, 220-250.
- Strobl, C., Boulesteix, A.-L., Kneib, T., Augustin, T., Zeileis, A. (2008). Conditional Variable Importance for Random Forests, *BMC Bioinformatics*, 9(307), available at: <http://www.biomedcentral.com/1471-2105/9/307>
- Strobl, C., Boulesteix, A.-L., Zeileis, A., Hothorn, T. (2007). Bias in Random Forest Variable Importance Measures, Illustrations, Sources and a Solution. *BMC Bioinformatics*, 8(25), available at: <http://www.biomedcentral.com/1471-2105/8/25>
- Therneau, T., Atkinson, B., Ripley, B. (2013). rpart: Recursive Partitioning. R package version 4.1-1.

Appendix: R code

```
# penalized logistic regression model

#preparing the data

>d=na.omit(d)

# omitting the variable V6

> d=d[, -5]

# scaling the data

>d$V10=scale(d$V10)

>d$V16=scale(d$V16)

> d$V24=scale(d$V24)

>d$V28=scale(d$V28)

>d$V29=scale(d$V29)


#response variable

>y=as.vector(d[,3])


# data conversion to sparse matrix, d[,4:23] are columns
#containing predictors

>library(MatrixModels)

>x=sparse.model.matrix(~., d[,4:23])


#cross validated model

>library(glmnet)

>fit.cv=cv.glmnet(x,y,type.measure="class", family="binomial")


#prediction accuracy of the model

>pre=predict(fit.cv,type="class", newx=x, s="lambda.min" )

>table(as.factor(y>0), pre)
```

Význam IKT v práci a zamestnaní v rokoch 2005 a 2015 z hľadiska pohlavia, veku, vzdelania, sektora a veľkosti sídla

Importance of ICT for work in 2005 and 2015 in terms of gender, age, education level, sector and size of settlement

Peter Szabo

Katedra masmediálnej komunikácie a reklamy, Filozofická fakulta, Univerzita Konštantína
Filozofa v Nitre, Dražovská 4, 949 74 Nitra, Slovenská republika

Department of Mass Media Studies and Advertising, Faculty of Arts, Constantine the
Philosopher University in Nitra, Dražovská 4, 949 74 Nitra, Slovakia

pszabo@ukf.sk

Abstrakt: Príspevok sa zameriava na význam informačnej a komunikačnej techniky (ďalej IKT) a najmä internetu pre súčasnú spoločnosť z hľadiska správania sa používateľov internetu. Najčastejšími aktivitami na internete sú komunikácia a vyhľadávanie informácií na internete. Cieľom príspevku je prezentovať výsledky prieskumu zameraného na význam IKT pre prácu a zamestnanie a porovnať výsledky v rokoch 2005 a 2015. Výsledky sú analyzované vzhľadom na pohlavie, vek, vzdelanie, sektor a veľkosť sídla. V rokoch 2005 sa preukázala významná závislosť hodnotenia významu IKT od každého zo skúmaných faktorov. V roku 2015 sme pozorovali už len významnú závislosť od veku, vzdelania a sektora. Postupom času sa v rámci dôležitosti využívania IKT v práci postupne stierajú rozdiely nielen medzi pohlaviami, ale aj medzi veľkosťami sídel, z ktorých pracovníci pochádzajú.

Abstract: The paper focuses on the importance of ICT and the Internet for simultaneous society particularly in terms of behavior of Internet users. The most common online activities Internet are communication and searching for information. The aim of paper is to present the results of a survey focused on using the Internet and ICT for working and to compare results between 2005 and 2015, the results are analyzed in terms of gender, age, education level, sector and size of settlement. In 2005, there was a significant dependence on assessing the importance of ICT for gender, age, education, sector and size of settlement. In 2015, we only noticed a significant dependence on age, education and sector. Over time, in context of the ICT importance, the differences between men and women and also between settlement types are decreasing.

Kľúčové slová: Informačno-komunikačné technológie, význam IKT pre prácu, Digitálne Slovensko.

Key words: ICT, importance of ICT for work, Digital Slovakia.

1 Úvod

Informačná gramotnosť je podľa vedcov z britskej agentúry SCONUL tvorená siedmimi prvkami – schopnosť rozlíšiť spôsoby, akými možno prekonať nedostatok informácií, schopnosť vytvoriť stratégiu pre nájdenie informácie, schopnosť nájsť a získať informácie, schopnosť porovnať a hodnotiť informácie získané z rozličných zdrojov, schopnosť organizovať, aplikovať a komunikovať informácie iným ľuďom, a to spôsobom vhodným vzhľadom na situáciu (Javorský, 2012). Exponenciálny rast prístupu k internetu a IKT do značnej miery

ovplyvňuje sociálne, politické a ekonomické procesy na celom svete. IKT má vplyv na ekonomický rast, tvorbu nových pracovných príležitostí, rast produktivity práce a zvýšenie celkovej konkurencieschopnosti ekonomík (Fabová, 2014).

V rámci Európy aj celého sveta bolo realizovaných viacero výskumov zameraných na online správanie používateľov internetu. Už pred 15 rokmi výskum Jupiter On-line Consumer Survey (2001) na základe odpovedí na otázku „Ktorú z nasledujúcich činností ste na internete realizovali aspoň raz za posledný mesiac?“ ukázal, že najčastejšie činnosti na internete sú e-mail (72 %) a vyhľadávanie informácií prostredníctvom vyhľadávačov (69 %). S výrazným odstupom ďalej nasledovala návšteva serverov o cestovaní (38 %), kultúrne informácie (36 %), online slovník (34 %), spravodajstvo (34 %) a server o zdraví (34 %) (Stuchlík, Dvořáček, 2002). Zároveň podľa výsledkov tohto výskumu z konkrétnych typov serverov Západoeurópania navštevovali najviac hudobný server (26 %). Mišovič (2015) uvádza zastúpenie aktivít používateľov internetu na Slovensku postupne v rokoch 2009, 2010, 2011, 2012. Potvrdilo sa, že najčastejšou aktivitou je posielanie a prijímanie elektronickej pošty (približne 64 % používateľov). V roku 2015 bol realizovaný výskum zameraný na digitálnu gramotnosť a na rozdiely vo využívaní internetu vzhľadom na pohlavie a vek (digitálni domorodci a digitálni imigranti). Rozdiely medzi mužmi a ženami v čase strávenom na internete sa nepreukázali, digitálni domorodci trávili viac času na internete, ale na účely e-mailu alebo pracovných záležitostí ho využívali viac digitálni imigranti (Světlík, Bačíková, 2015).

V príspevku sa zameriame na jednu zo skúmaných oblastí využívania IKT na Slovensku v rámci projektu Digitálne Slovensko, ktorou je význam IKT v oblasti práce a zamestnania. V roku 2005 bol analýzou dát z oblasti priemyslu hodnotený vplyv IKT na produktivitu, pričom sa zistilo, že európske krajiny v tomto smere zaostávajú oproti USA, aj keď jednotlivé rozdiely medzi európskymi krajinami boli pomerne veľké (Matteucci et al., 2005). Rozvoj IKT v krajine má pozitívny dopad na jej hospodársky vývoj, keďže podporuje tvorbu pridanej hodnoty, rast zamestnanosti a prispieva k zlepšeniu príjmovej časti štátneho rozpočtu (Frendáková, 2011). Výskumy z minulosti pracovali skôr s predpokladom, že pri vykonávaní práce človek pracuje len s jedným typom IKT, v súčasnosti je bežné, že na dokončenie úlohy je potrebné využívať kombinácie viacerých IKT (Stephens, 2007). Ďalšie otázky sa týkajú zastúpenia žien v sektore IT, tento sektor nemôže byť len doménou mužov nielen kvôli rodovej (ne)rovnosti, ale aj z kapacitných dôvodov (Moore et al., 2008). IKT ovplyvňujú aj pracovné pôsobenie sociálnych pracovníkov a klientov, ktorých obsluhujú (Perron et al., 2010). Veľmi častou oblasťou, kde sa skúma využívanie IKT, je oblasť školstva, kde IKT vplýva nielen na výkonnosť žiakov/študentov, ale

aj učiteľov pri zlepšovaní pracovných podmienok (Kirkup, Kirkwood, 2005; Selwyn et al., 2016).

2 Výskumná vzorka, hypotézy, metódy

V rámci Slovenskej republiky sú dostupné údaje zverejnené Inštitútom pre verejné otázky. Ten úspešne dokončil projekt Digitálne Slovensko – výskumné dáta pre študentov. Jeho cieľom bolo „poskytnúť študentom našich univerzít a vysokých škôl profesionálne pripravené a spracované údaje z empirických výskumov o informatizácii spoločnosti, ktoré môžu slúžiť pre využitie v seminárnych, ročníkových, bakalárskych, magisterských či doktorandských prácach. Projekt umožní študentom a doktorandom získať prístup k reprezentatívnym empirickým údajom o základných postojoch obyvateľstva k IKT, o problematike ich adaptácie na IKT, o využívaní a prístupe k IKT, o úrovni a dynamike digitálnej gramotnosti či reflexii nových trendov v oblasti informatizácie spoločnosti, akými sú digitálne rozdelenie, kyberbezpečnosť, sociálne siete, IT vzdelávanie, trh práce a pod.“ (Inštitút pre výskumné otázky, <http://www.ivo.sk/7842/sk/aktuality/digitalne-slovensko-vyskumne-data-pre-studentov>).

Zamerali sme sa na odpovede respondentov na otázku: Pokúste sa, prosím, priradiť modernej IKT význam, aký má pre Vás osobne v nasledujúcich oblastiach Vášho života. IKT (počítače, internet, elektronická pošta, elektronické bankovníctvo a pod.) je v tejto oblasti pre mňa: veľmi významná, skôr nevýznamná, skôr nevýznamná, úplne bezvýznamná, neviem. Išlo o oblasť „práca a zamestnanie“. Vyhodnocovali sme rozdiely v odpovediach v rokoch 2005 a 2015.

Na danú otázku odpovedalo 901 respondentov v roku 2005 a 858 respondentov v roku 2015. Výskumné vzorky v rokoch 2005 a 2015 sú rozličné.

Tab. 1 Zloženie výskumného súboru podľa zamestnania (*Zdroj: vlastné spracovanie*)

	pomocný manuál. pracovník	kvalifikovaný manuál. pracovník	pracovník v službách a obchode	administratívny pracovník	výkonný odborný pracovník	tvorivý odborný pracovník	riaditeľ, vysoký štátny úradník
2005	7,0 %	15,6 %	14,0 %	9,8 %	11,8 %	7,9 %	0,9 %
2015	4,2 %	13,9 %	13,4 %	9,3 %	10,6 %	10,3 %	0,2 %

	podnikateľ, živnostník bez zam.	podnikateľ, živnostník so zam.	dôchodca	študent	v domácnosti /MD	nezam.
2005	5,6 %	2,3 %	9,2 %	7,6 %	2,7 %	5,8 %
2015	4,3 %	2,1 %	13,4 %	8,9 %	2,6 %	6,9 %

Tab. 1 poukazuje na to, že v rokoch 2005 a 2015 sa zloženie výskumného súboru z hľadiska zamestnania významne nelíšilo.

Stanovili sme nasledujúce štatistické hypotézy:

HA: Názory z roku 2005 na významnosť IKT pre prácu a zamestnanie sa nelíšia vzhľadom na pohlavie, vek, vzdelanie, sektor a veľkosť sídla.

HB: Názory z roku 2015 na významnosť IKT pre prácu a zamestnanie sa nelíšia vzhľadom na pohlavie, vek, vzdelanie, sektor a veľkosť sídla.

HC: Názory na významnosť IKT pre prácu a zamestnanie sa v rokoch 2005 a 2015 významne odlišujú v podkategóriách pohlavia, veku, vzdelania, sektora a veľkosti sídla.

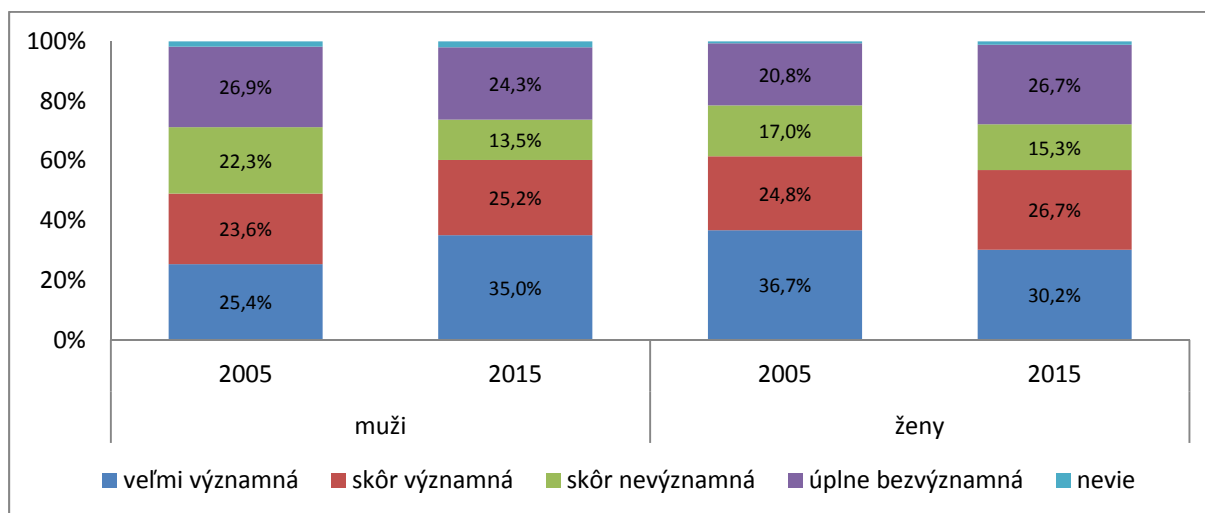
Na analýzu sme použili metódy popisnej a inferenčnej štatistiky, konkrétne χ^2 -test nezávislosti. Hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Výsledky vyhodnotíme podľa p –hodnoty, čo je pravdepodobnosť chyby, ktorej sa dopustíme, keď zamietneme testovanú nulovú hypotézu. Na vyhodnotenie použijeme programy Excel a SPSS.

3 Výsledky

3.1 Význam IKT pre prácu a zamestnanie z hľadiska pohlavia

Výskumnú vzorku tvorilo 449 mužov a 452 žien v roku 2005 a 408 mužov a 450 žien v roku 2015.

V grafe č. 1 uvádzame zastúpenie jednotlivých odpovedí v %.



Graf 1 Význam IKT pre prácu a zamestnanie z hľadiska pohlavia (Zdroj: vlastné spracovanie)

Výsledky štatistického testu hovoria o tom, že názory z roku 2005 na významnosť IKT pre prácu a zamestnanie sa štatisticky významne odlišujú vzhľadom na pohlavie ($\chi^2 = 13,062, p = 0,000$), pričom v roku 2005 uvádzali väčší význam IKT v práci a zamestnaní ženy. Pri rovnakom skúmaní, ale už v roku 2015, sa štatisticky významné rozdiely medzi mužmi a ženami

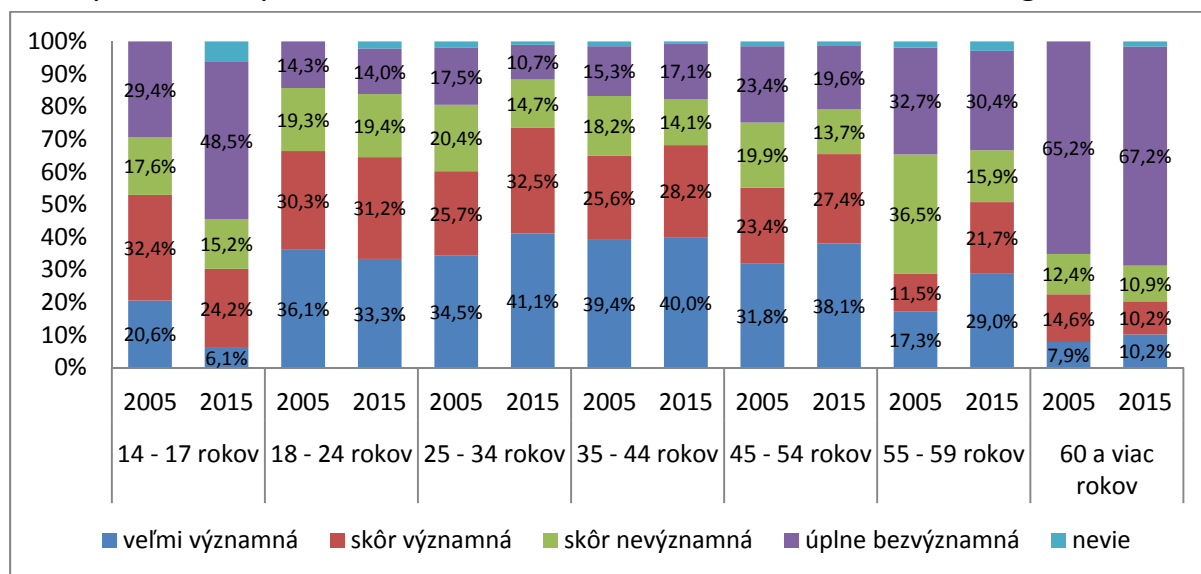
v hodnotení významu IKT v práci a zamestnaní nepotvrdili ($\chi^2 = 1,378, p = 0,24$).

Pri porovnaní názorov za každé z pohlaví v priebehu času sme získali nasledujúce výsledky. Muži mali v rokoch 2005 a 2015 významne rozdielne názory na významnosť IKT pre prácu a zamestnanie ($\chi^2 = 11,45, p = 0,000$). Naopak, u žien sme zistili, že ich názory na význam IKT v oblasti práce a zamestnania sa významne nezmenili ($\chi^2 = 1,789, p = 0,181$).

3.2 Význam IKT pre prácu a zamestnanie z hľadiska veku

V roku 2005 tvorilo výskumnú vzorku 3,8 % respondentov vo veku 14 – 17 rokov, 13,2 % vo veku 18 – 24 rokov, 22,8 % vo veku 25 – 34 rokov, 22,5 % vo veku 35 – 44 rokov, 22,2 % vo veku 45 – 54 rokov a 9,8 % vo veku 60 a viac rokov. V roku 2015 tvorilo výskumnú vzorku 3,8 % respondentov vo veku 14 – 17 rokov, 10,8 % vo veku 18 – 24 rokov, 23 % vo veku 25 – 34 rokov, 19,8 % vo veku 35 – 44 rokov, 19,6 % vo veku 45 – 54 rokov, 8 % vo veku 55 – 59 rokov a 14,9 % vo veku 60 a viac rokov.

Odpovede respondentov v rokoch 2005 a 2015 sú znázornené v grafe č. 2.



Graf 2 Význam IKT pre prácu a zamestnanie z hľadiska veku (Zdroj: vlastné spracovanie)

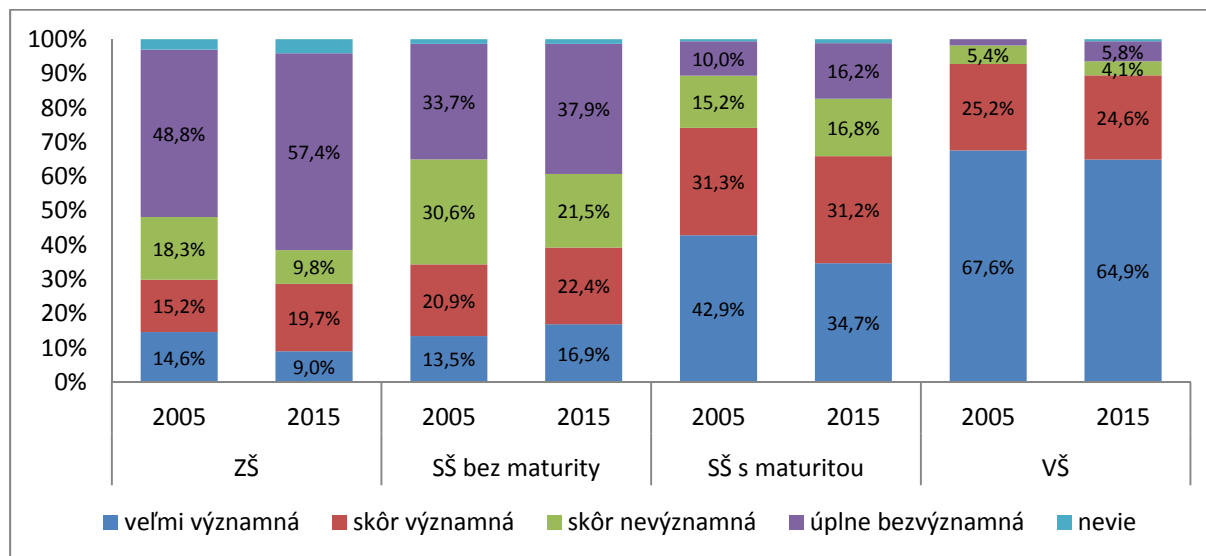
V roku 2005 sa preukázala významná závislosť medzi vekovou kategóriou a vnímaním významnosti IKT pre prácu a zamestnanie ($\chi^2 = 71,024, p = 0,000$). Kým veková skupina 18 až 54 rokov považovala IKT pre prácu a vzdelanie za skôr významnú, starší vo veku 55 a viac rokov to vnímajú opačne. V roku 2015 sa znova preukázala významná závislosť medzi vekovou kategóriou a vnímaním významnosti IKT pre prácu a zamestnanie ($\chi^2 = 118,345, p = 0,000$). Mladí vo veku 14 – 17 rokov považujú IKT pre prácu skôr za nevýznamnú, rovnako ako veková skupina 60 a viac rokov. Štatisticky významné rozdiely medzi výsledkami v rokoch 2005 a 2015 sme pozorovali

v kategóriách 25 – 34 rokov ($\chi^2 = 7,643, p = 0,006$), 45 – 54 rokov ($\chi^2 = 3,942, p = 0,047$) a 55 – 59 rokov ($\chi^2 = 6,179, p = 0,013$).

3.3 Význam IKT pre prácu a zamestnanie z hľadiska vzdelania

V roku 2005 tvorilo výskumnú vzorku 18,2 % respondentov so ZŠ vzdelaním, 33 % so SŠ bez maturity, 36,5 % so SŠ s maturitou, 12,3 % VŠ vzdelaním. V roku 2015 tvorilo výskumnú vzorku 14,2 % respondentov so ZŠ vzdelaním, 25,5 % so SŠ bez maturity, 40,3 % so SŠ s maturitou a 19,9 % s VŠ vzdelaním.

Odpovede respondentov sú znázornené v grafe č. 3.



Graf 3 Význam IKT pre prácu a zamestnanie z hľadiska vzdelania (Zdroj: vlastné spracovanie)

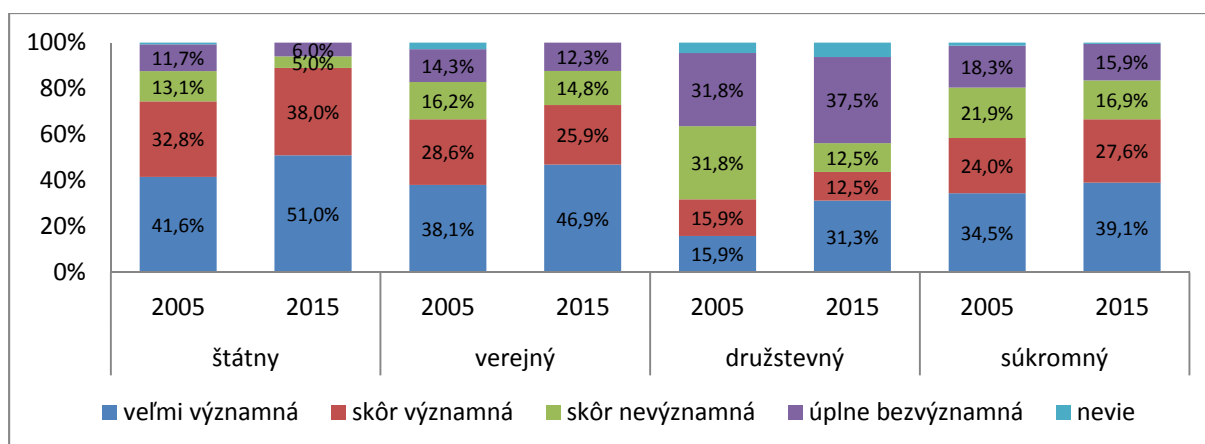
V roku 2005 sa preukázala štatisticky významná závislosť medzi hodnotením významu IKT pre prácu a zamestnanie a vzdelaním ($\chi^2 = 201,242, p = 0,000$), rovnako ako aj v roku 2015 ($\chi^2 = 150,037, p = 0,000$).

Z výsledkov vyplýva, že v roku 2005 aj 2015 bola IKT dôležitá, resp. významná pre prácu a zamestnanie pre ľudí so SŠ s maturitou a VŠ vzdelaním a skôr nevýznamná pre ľudí so ZŠ vzdelaním a SŠ bez maturity. Významné zmeny v rámci podkategórií sme nezaznamenali.

3.4 Význam IKT pre prácu a zamestnanie z hľadiska sektora

Výskumnú vzorku tvorilo v roku 2005 20,5 % respondentov zo štátneho sektora, 15,7 % z verejného sektora, 6,6 % z družstevného sektora a 57,2 % zo súkromného sektora. V roku 2015 to bolo 17,2 % zo štátneho sektora, 13,9 % z verejného, 2,8 % z družstevného a 66,1 % zo súkromného sektora.

Odpovede sú znázornené v grafe č. 4.



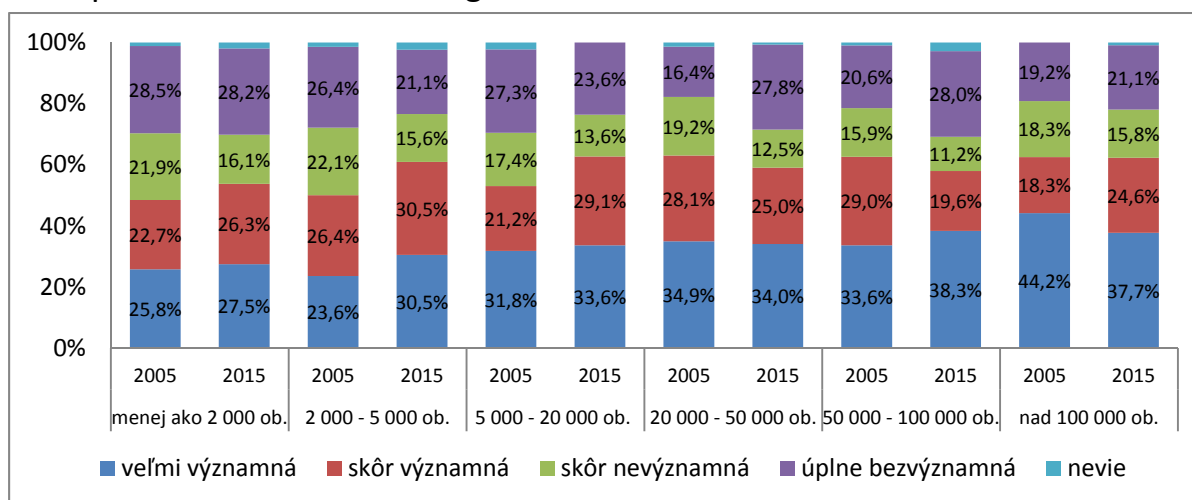
Graf 4 Význam IKT pre prácu a zamestnanie z hľadiska sektora (Zdroj: vlastné spracovanie)

Štatisticky významná závislosť medzi hodnotením významu IKT a sektorom sa prejavila v roku 2005 ($\chi^2 = 38,418, p = 0,000$) aj v roku 2015 ($\chi^2 = 23,175, p = 0,000$). Družstevný sektor nepovažuje IKT pre prácu a zamestnanie za významnú, ostatné sektory skôr áno, pričom významný posun nastal v štátnom sektore ($\chi^2 = 7,319, p = 0,007$) a v súkromnom sektore ($\chi^2 = 4,912, p = 0,027$) – v roku 2015 prikladali tieto sektory využívaniu IKT omnoho väčší význam ako v roku 2005.

3.5 Význam IKT pre prácu a zamestnanie z hľadiska veľkosti sídla

Pri skúmaní významu IKT v súvislosti s veľkosťou sídla boli vytvorené tieto podkategórie: menej ako 2000 obyvateľov (2005 – 28,4 %, 2015 – 29,7 %), 2000 – 5000 obyvateľov (2005 – 15,5 %, 2015 – 14,9 %), 5000 – 20000 obyvateľov (2005 – 14,7 %, 2015 – 12,8 %), 20000 – 50000 obyvateľov (2005 – 16,2 %, 2015 – 16,8 %), 50000 – 100000 obyvateľov (2005 – 11,9 %, 2015 – 12,5 %), nad 100000 obyvateľov (2005 – 13,3 %, 2015 – 13,3 %).

Odpovede sú znázornené v grafe č. 5.



Graf 5 Význam IKT pre prácu a zamestnanie z hľadiska veľkosti sídla (Zdroj: vlastné spracovanie)

V roku 2005 sa preukázala štatisticky významná závislosť medzi hodnotením významu IKT pre prácu a zamestnanie a veľkosťou sídla ($\chi^2 = 14,656, p = 0,012$). V sídlach s väčším počtom obyvateľov ako 5000 prevládali kladné hodnotenia IKT v práci, podobné výsledky sme získali aj v roku 2015. Závislosť v roku 2015 sa nepreukázala ($\chi^2 = 3,719, p = 0,591$). Rovnako nemôžeme povedať, že by sa významnejšie zmenili výsledky v niektorej z podskupín medzi rokmi 2005 a 2015.

4 Záver

V príspevku sme sa zaoberali hodnotením významu IKT pre prácu a zamestnanie v rokoch 2005 a 2015.

V rokoch 2005 sa preukázala významná závislosť hodnotenia významu IKT od pohlavia, veku, vzdelania, sektora aj sídla. V roku 2015 sme pozorovali už len významnú závislosť od veku, vzdelania a sektora. Postupom času sa v rámci dôležitosti využívania IKT v práci postupne stierajú rozdiely nielen medzi pohlaviami (v roku 2005 považovali ženy IKT za významnejšiu ako muži, v roku 2015 už rozdiel nebol pozorovaný), ale aj medzi veľkosťami sídel, z ktorých pracovníci pochádzajú. Rovnako stále viac obyvateľov vo veku 45 – 59 rokov si uvedomuje dôležitosť IKT v práci a zamestnaní, týka sa to hlavne pracovníkov štátneho a súkromného sektora.

5 Poďakovanie

Príspevok bol podporený projektom UGA IV/7/2016 Štruktúra mediálnych žánrov a marketingových komunikátov vytváraných na digitálnych platformách.

6 Literatúra

- Fabová, Ľ. (2014). IKT – hybná sila ekonomického rozvoja. *Journal of Knowledge Society*, 2(2), 64-74.
- Frendáková, A. (2011). Význam a konkurencieschopnosť sektora IKT Slovenska. [Dostupné na: www3.ekf.tuke.sk/mladivedci2011/herlany_zbornik2011/frendakova_andrea.pdf].
- Inštitút pre výskumné otázky. Digitálne Slovensko – výskumné dáta pre študentov. [Dostupné na: www.ivo.sk/7842/sk/aktuality/digitalne-slovensko-vyskumne-data-pre-studentov].
- Javorský, S. (2012). Prvky informačnej spoločnosti. [Dostupné na: www.cec.truni.sk/javorsky/informacna-gramotnost/index.html].
- Kirkup, G., Kirkwood, A. (2005). Information and Communications Technologies (ICT) in Higher Education Teaching – a Tale of Gradualism Rather than Revolution. *Learning, Media and Technology*, 30(2), 185-199.
- Matteuci, N., O'Mahony, M., Robinson, C., Zwick, T. (2005). Productivity, Workplace Performance and ICT: Industry and Firm-Level Evidence for Europe and the US. *Scottish Journal of Political Economy*, 52(3), 359-386.
- Mišovič, J. (2015). *Komunikace ve společnosti*. Plzeň: Aleš Čeněk, prvé vydanie, 2015, 303 s.
- Moore, K., Griffiths, M., Richardson, H., Adam, A. (2008). Gendered Futures? Women, the ICT Workplace and Stories of the Future. *Gender, Work & Organisation*, 15(5), 523-542.

- Perron, B. E., Taylor, H. O., Glass, J. E., Margerum-Leys, J. (2010). Information and Communication Technologies in Social Work. *Advances in Social Work*, 11(2), 67-81.
- Selwyn, N., Nemorin, S., Johnson, N. (2016). High-Tech, Hard Work: an Investigation of Teachers' Work in the Digital Age. *Learning, Media and Technology*. [Dostupné na: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/17439884.2016.1252770?journalCode=cjem20>].
- Světlík, J., Bačíková, Z. (2015). Digital Natives, Immigrants and Literacy. Age and Gender Differences in Slovakia. *Marketing Identity. Digital Life – part I.*, 331-342.
- Stephens, K. K. (2007). The Successive Use of Information and Communication Technologies at Work. *Communication Theory*, 17(4), 486-507.
- Stuchlík, P., Dvořáček, M. (2002). *Reklama na internetu*. Praha: Grada, prvé vydanie, 2002, 228 s.

Odkladanie a rekuperácia rodinných a reprodukčných zámerov v regionálnom kontexte na Slovensku

Postponement and recuperation of family and reproductive purposes in a regional context in Slovakia

Branislav Šprocha

INFOSTAT - Výskumné demografické centrum, Leškova 16, 817 95 Bratislava; Centrum spoločenských a psychologických vied, Šancová 56, 811 05 Bratislava

INFOSTAT - Demographic Research Centre, Leškova 16, 817 95 Bratislava; Center of Social and Psychological Sciences SAS, Šancová 56, 811 05 Bratislava

branislav.sprocha@gmail.com

Abstrakt: Odkladanie sobášnosti a plodnosti je jedným z hlavných vývojových trendov v rodinnom a reprodukčnom správaní na Slovensku s významnými dopadmi na časovanie a intenzitu sobášnosti a plodnosti. Hlavným cieľom príspevku je analyzovať proces odkladania a rekuperácie manželských a reprodukčných štartov žien na Slovensku v regionálnej perspektíve. Naša analýza ukázala, že starnutie sobášnosti a plodnosti je jedným z hlavných aspektov transformácie rodinného a reprodukčného správania vo všetkých okresoch Slovenska v poslednom štvrtstoročí. Ukazuje sa, že jedným z najdôležitejších faktorov súčasného a budúceho vývoja procesu sobášnosti slobodných a rodenia prvých detí na okresnej úrovni bude nielen rozsah a dynamika odkladania manželských a rodičovských štartov, ale predovšetkým to, ako ženy budú úspešne dobiehať odložené vstupy do manželstva a svoje prvé tehotenstvá. Výsledky analýzy ukazujú, že na Slovensku došlo k výrazným konvergenčným trendom z pohľadu časovania sobášnosti a plodnosti a rozdiely medzi okresmi sa výrazne prehĺbili. Identifikujeme regióny s vysokou úrovňou odkladania, ale súčasne aj úspešné v procese rekuperácie a naopak okresy, v ktorých proces rekuperácie bol slabý. Na druhej strane nachádzame tiež regióny, kde sa tranzícia plodnosti a sobášnosti odkladaním zatiaľ výrazne neprejavila.

Abstract: Nuptiality and fertility postponement is one of the most prominent trends in the family and reproductive behaviour in Slovakia with a significant drop in the nuptiality and fertility tempo and quantum. The main object of this paper is to analyse the process of postponement and recuperation of women's marriage and reproductive starts in Slovakia in regional perspective. Our analysis was showed that the "ageing of nuptiality and fertility" is one of the main feature of the family and reproductive transition in the last quarter century in all districts. It turns out that one of the most important factor for the current and future development of nuptiality and fertility at district level will not only be the dynamic and level of the postponement of marriage and parental starts but especially how women will successfully conquer their deferred marriage enters and their first pregnancies. The results of the analysis show that there has been a significant convergence trend in Slovakia from the point of view of marriage timing and fertility, and the differences between districts have deepened significantly. We can identify regions with a high level of postponement, but also successful in the recuperation process and vice versa, where the recuperation process is weak. On the other hand, we also find regions where the postponement transition of fertility and nuptiality has not yet been greatly widespread.

Kľúčové slová: plodnosť, sobášnosť, odkladanie, rekuperácia, okresy, Slovensko

Key words: fertility, nuptiality, postponement, recuperation, districts, Slovakia

1 Úvod

Rodinné a reprodukčné správanie žien na Slovensku prechádza už viac ako jedno štvrtstoročie dramatickou premenou, ktorej jednou z hlavných charakteristických črtí patrí odkladanie vstupov do manželstva a rodičovstva (Šprocha 2014a a 2016). Práve proces odkladania a rozsah následného dobiehania odložených pôrodov vo vyššom veku sa ukazujú byť kľúčovými faktormi celkovej intenzity, ako aj charakteru procesov sobášnosti a plodnosti (Šprocha 2014a a 2016). Slovensko v tomto smere nie je žiadnou výnimkou a uvedené trendy sa viac menej postupne presadili a presadzujú vo všetkých európskych populáciách (Kohler, Billari, Ortega 2002; Sobotka 2004; Frejka a Sardon 2004, 2007). Novovznikajúca pluralita rodinných a reprodukčných dráh a časovania jednotlivých prechodov je tak v ostrom kontraste s predchádzajúcim reprodukčným modelom, pre ktorý bol príznačný skorý vstup do manželstva (Fialová 1992, Monnier a Rychtaříková 1992) a s tým súvisiaci aj skorý začiatok reprodukčných dráh (Potančoková a kol. 2008). Tento model však nenašiel v nových spoločenských, ekonomických a politických podmienkach širšie uplatnenie v životných dráhach mužov a žien narodených od konca 60. rokov minulého storočia (Sobotka et al. 2008; Šprocha 2014a). Odkladanie manželstva a rodičovstva sa stalo jedným z dominantných znakov reprodukčného správania v postmoderných spoločnostiach (Sobotka 2004) a je zaraďované medzi jeden z najdôležitejších znakov druhej demografickej revolúcie (Lesthaeghe a Neels 2002). V prípade Slovenska je situácia o to viac špecifická, keďže nikdy v doterajšej histórii sa ženy nevydávali a nestávali matkami v tak vysokom veku (Šprocha a Tišliar 2016, Šprocha a Majo 2016).

Dynamika zmien rodinného správania a usporiadania životných dráh významne varíruje medzi krajinami, kohortami a spoločenskými skupinami. Nárast diverzity je typický pre všetky európske krajiny, no zároveň každá spoločnosť si uchováva určité zreteľné rozdiely v rodinnom správaní (Kuijsten 1996). Otázke medzinárodných a predovšetkým regionálnych aspektov odkladania manželských a rodičovských štartov je však venovaná relatívne malá pozornosť. Aj keď na Slovensku je situácia z tohto pohľadu o niečo lepšia (pozri napr. Jurčová a kol. 2006, 2010, Bleha a kol. 2014), komplexnejšie analýzy procesu odkladania a rekuperácie vstupov do prvého manželstva, ako aj rodičovstva sú skôr zriedkavé (pozri napr. Šprocha 2016). Cieľom predloženej štúdie je preto priniesť predovšetkým detailnejší pohľad na možné regionálne diferenciácie v časovaní sobášnosti slobodných a rodenia prvých detí a to v prepojení na procesy odkladania a rekuperácie týchto životných prechodov. Snažíme sa pritom porovnať situáciu na začiatku transformačného obdobia so súčasným stavom. Neoddeliteľnou súčasťou je tiež analyzovať, či v priestorovom pohľade dochádza ku konvergenčným alebo divergenčným

tendenciám a identifikovať skupiny okresov, ktoré sa vzájomne od seba líšia práve z pohľadu časovania sobášnosti slobodných žien a plodnosti prvého poradia. Predpokladáme pritom, že vo všetkých okresoch Slovenska sa proces odkladania sobášnosti a plodnosti do vyššieho veku už prejavil. Otázkou je, či existujú výraznejšie rozdiely v dynamike tohto procesu a ak áno, či je možné hovoriť o určitých regionálnych vzorcoch starnutia prvosobášnosti a rodenia prvých detí.

2 Dáta a metódy

Analýza procesu odkladania a rekuperácie sobášnosti a plodnosti v okresoch Slovenska bola založená na údajoch vitálnej štatistiky uzavretých manželstiev (Hlásenie o uzavretí manželstva Obyv 1-12) a narodených (Hlásenie o narodení Obyv 2-12) z databázy Štatistického úradu Slovenskej republiky (ďalej ŠÚ SR). V prípade sobášov sme použili: vek ženy pri sobáši, poradie uzavretého manželstva, okres trvalého bydliska nevesty. Z databázy pôrodov pracujeme s vekom matky pri pôrode, vitalitou (len živonarodené deti), poradím pôrodu a okresom trvalého bydliska matky.

Z databázy narodených detí sme vypočítali ukazovatele časovania a intenzity rodenia prvých detí pre jednotlivé okresy Slovenska. Vzhľadom na populačnú veľkosť a ciele našej práce sme zvolili dve trojročné obdobia (1992 – 1994 a 2012 – 2014). Prvé nám umožňuje hodnotiť situáciu na začiatku transformácie reprodukčného a rodinného správania. Druhé poukazuje na relatívne nedávny stav z pohľadu zmien intenzity a charakteru rodenia prvých detí a vstupov do manželstva slobodných žien. Výber tohto obdobia bol na druhú stranu ešte podmienený metodickou zmenou a dostupnosťou údajov o deťoch narodených v zahraničí ženám s trvalým pobytom na Slovensku. V snahe o časovú kompatibilitu, preto aj v prípade sobášov slobodných žien pracujeme s rovnakým vymedzením predmetných období.

Z pohľadu metodických indikátorov pracujeme s priemerným vekom pri narodení prvého dieťaťa konštruovaným z mier plodnosti prvého poradia. Ďalej využívame celkový v absolútne i relatívnej podobe vyjadrený objem odkladania rodenia prvých detí medzi sledovanými obdobiami (1992 – 1994 a 2012 – 2014). Pod pojmom odkladanie je v tomto prípade myslený pokles plodnosti prvých detí vo všetkých vekových skupinách, v ktorých k tomuto javu došlo. Do úvahy však neberieme vzhľadom na charakter procesu odkladania vek nad 30 rokov, keďže odkladanie sa dotýka len mladých vekov. Na vyjadrenie objemu rekuperácie, teda realizácie odložených prvých pôrodov, pracujeme s absolútnym objemom zvýšenia plodnosti prvého poradia vo všetkých vekoch (s výnimkou vo veku do 25 rokov), v ktorých k tomuto javu medzi sledovanými obdobiami došlo. Mieru úspešnosti realizácie odložených

pôrodov potom vieme v relatívne vyjadriť v podobe indexu rekuperácie rodenia prvých detí, ktorý dáva do pomeru absolútny objem rekuperácie a absolútny objem odkladania.

Z údajov o uzavretých manželstvách boli na regionálnej úrovni konštruované prierezové tabuľky sobášnosti slobodných žien. Pre ich výpočet sme zvolili trojročné obdobia (1992 – 1994 a 2012 – 2014) a z metodického hľadiska išlo o jednovýchodné tabuľky počítané v treťom hlavnom súbore udalostí pri použití nepriamej exponenciálnej metódy výpočtu (k metodike pozri bližšie napr. Rychtaříková 1984). Takto zostavené tabuľky predstavujú demografický model, ktorý najlepšie vystihuje proces sobášnosti slobodných. Jeho základnou funkciou je pravdepodobnosť, že slobodná žena medzi dvomi presnými vekmi vstúpi do manželstva. Následne sme vytvorili ďalšie štandardné tabuľkové funkcie: tabuľkový počet slobodných žien a tabuľkový počet sobášov slobodných žien. Tabuľkové sobáše slobodných boli následne využité na vyjadrenie časovania procesu manželských štartov prostredníctvom tabuľkového priemerného veku pri prvom sobáši. Proces odkladania bol vyjadrený mierou odkladania v absolútnom a relatívnom tvare v podobe miery odkladania vyjadrujúcej celkovú úroveň odkladania sobášnosti slobodných vo všetkých vekových skupinách, v ktorých k tomuto procesu dochádza¹, a to medzi obdobím 1992 – 1994 a 2012 – 2014. Pod pojmom odkladanie pritom chápeme pokles tabuľkového počtu sobášov slobodných žien podľa veku medzi sledovanými obdobiami. Podobne bol konštruovaný aj indikátor rekuperácie sobášnosti slobodných žien, ktorá je v našom prípade chápaná ako celkový nárast tabuľkových sobášov podľa veku medzi obdobiami 1992 – 1994 a 2012 – 2014 vo všetkých vekových skupinách², v ktorých došlo k zvýšeniu tabuľkovej prvosobášnosti. Okrem celkovej úrovne rekuperácie sme pre jednotlivé okresy Slovenska zostavili aj index rekuperácie, ktorý nás informuje o celkovom rozsahu dobiehania sobášnosti slobodných žien vo vyššom veku. Zjednodušene povedané, hovorí nám aká časť z odložených sobášov slobodných žien je vo vyššom veku dobehnutá.

Podrobná analýza hodnôt týchto indikátorov ukázala, že na Slovensku najmä v poslednom období došlo k určitej divergencii sobášnosti slobodných žien a rodenia prvých detí z pohľadu ich načasovania. Existencia podobných

¹Vek, do ktorého dochádza k odkladaniu sobášnosti slobodných žien, je pohyblivou veličinou v čase ako aj v priestore. Preto sme nestanovili jednotnú hodnotu, ale pracujeme so všetkými vekmi, v ktorých došlo medzi sledovanými obdobiami k poklesu tabuľkovej prvosobášnosti. Do úvahy však neberieme vekové skupiny v druhej polovici reprodukčného veku (30 a viac rokov), pretože proces odkladania sa týchto vekov netýka.

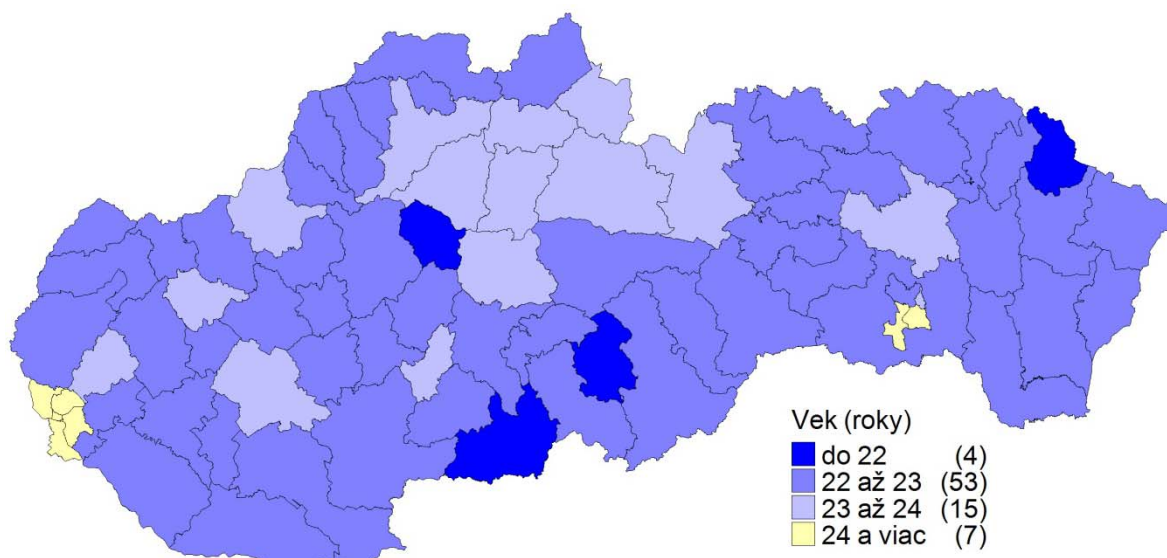
²Aj v tomto prípade ide o všetky veky, v ktorých sa tabuľková prvosobášnosť zvýšila medzi obdobiami 1992 – 1994 a 2012 – 2014. Do úvahy však neberieme vekové skupiny do 25 rokov, ktorých sa proces rekuperácie netýka.

a naopak odlišných celkov nás primäla k myšlienke vytvoriť skupiny okresov, v ktorých by sa jednotlivé celky z pohľadu procesov odkladania a rekuperácie manželských štartov žien a rodenia prvých detí čo najviac podobali. Z viacerých metodických prístupov regionálnej typizácie sme napokon zvolili zhlukovú metódu. Keďže je zrejmé a aj vybrané štatistické metódy to potvrdili, že medzi použitými indikátormi existuje úzky vzájomný vzťah, tieto boli najprv podrobené faktorovej analýze. Metódou hlavných komponentov v prostredí SPSS boli extrahovaná dva hlavné faktory pokrývajúce viac ako tri štvrtiny z celkovej variability údajov. Z pohľadu obsahovej náplne môžeme hovoriť o faktore odkladania a faktore rekuperácie manželských štartov a prvých pôrodov. Faktorové z-skóre bolo následne použité ako vstupný údaj do zhlukovej analýzy (Wardova metóda zhlukovania). Pri určovaní optimálneho počtu zhlukov sme sa riadili euklidovskou vzdialenosťou a indexom grupovania.

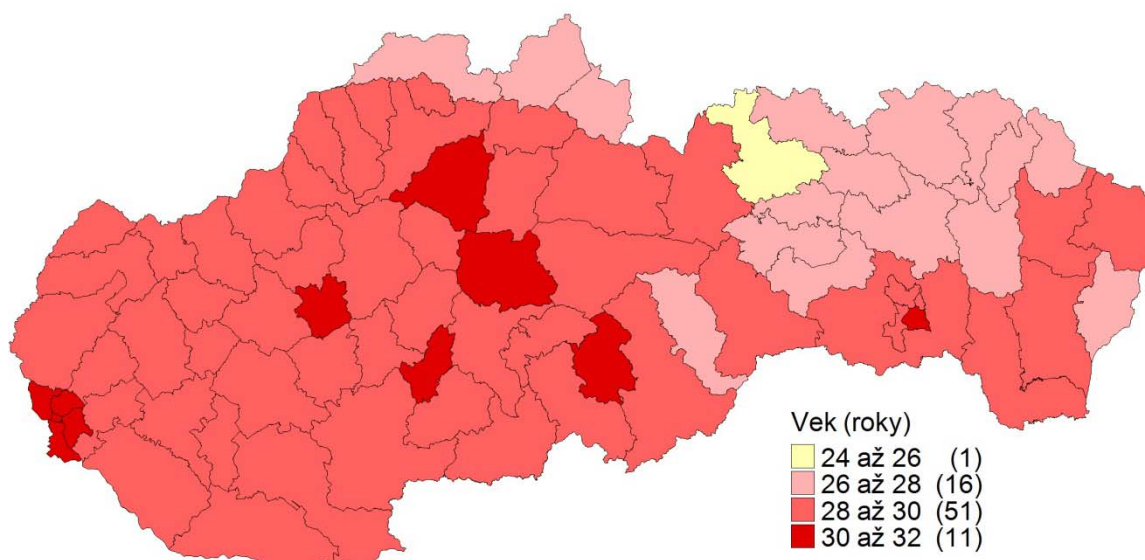
3 Odkladanie a rekuperácia prvých sobášov

Viaceré analýzy rodinného správania na regionálnej úrovni (napr. Jurčová a kol. 2006, 2010; Bleha a kol. 2014; Šprocha 2016) poukazujú na pomerne dynamický nárast priemerného veku pri prvom sobáši, ktorý predstavuje jeden z hlavných indikátorov časovania sobášnosti slobodných žien. Súčasne sa tiež potvrdzuje, že odkladanie prvých manželstiev zasiahlo skôr a výraznejšie predovšetkým urbánne prostredie (Šprocha 2008) a obzvlášť je typickou črtou pre Bratislavu (Šprocha a Šídlo 2012, Bleha, Majo a Šprocha 2013, Šprocha, Bleha a Vaňo 2017). Uvedené zistenia potvrdilo aj porovnanie hodnôt tabuľkového priemerného veku pri prvom sobáši medzi obdobiami 1992 – 1994 a 2012 – 2014. Z celorepublikového pohľadu došlo k nárastu o približne 6 rokov z necelých 23 na takmer 29 rokov. Pri pohľade na obr. 1 je pritom zrejmé, že skorý vstup do manželstva bol na začiatku 90. rokov typický pre takmer všetky okresy Slovenska. Len mestských okresoch Bratislavy a dvoch okresoch Košíc prekračoval hranicu 24 rokov. Vo väčšine okresov sa tak tabuľkový priemerný vek pri prvom sobáši pohyboval v rozmedzí 22 – 23 rokov. Na začiatku 90. rokov tak môžeme jednoznačne identifikovať výraznú priestorovú homogenitu z pohľadu časovania manželských štartov žien. O niečo neskôr vstupovali do manželstva len ženy v dvoch najväčších mestách Slovenska.

V priebehu nasledujúcich dvoch desaťročí prešlo časovanie sobášnosti slobodných žien dramatickými zmenami. Ako je zrejmé z obr. 2, v podstate v každom okrese Slovenska môžeme identifikovať pomerne značný nárast tabuľkového priemerného veku pri prvom sobáši. Na druhej strane je však potrebné upozorniť, že tento trend nebol vo všetkých administratívnych celkoch rovnako dynamický a postupne sme svedkami značnej priestorovej heterogenizácie z pohľadu nastavenia modelov vstupu do manželstva.



Obr. 1 Tabuľkový priemerný vek pri prvom sobáši v okresoch Slovenska v rokoch 1992 – 1994
(Zdroj: ŠÚ SR, výpočty a spracovanie autor)

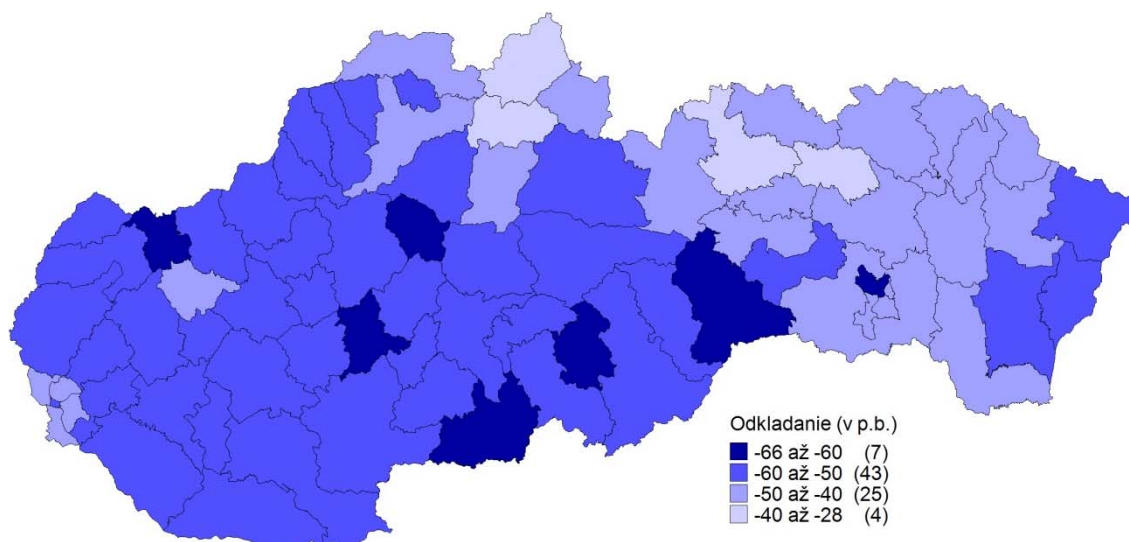


Obr. 2 Tabuľkový priemerný vek pri prvom sobáši v okresoch Slovenska v rokoch 2012 – 2014
(Zdroj: ŠÚ SR, výpočty a spracovanie autor)

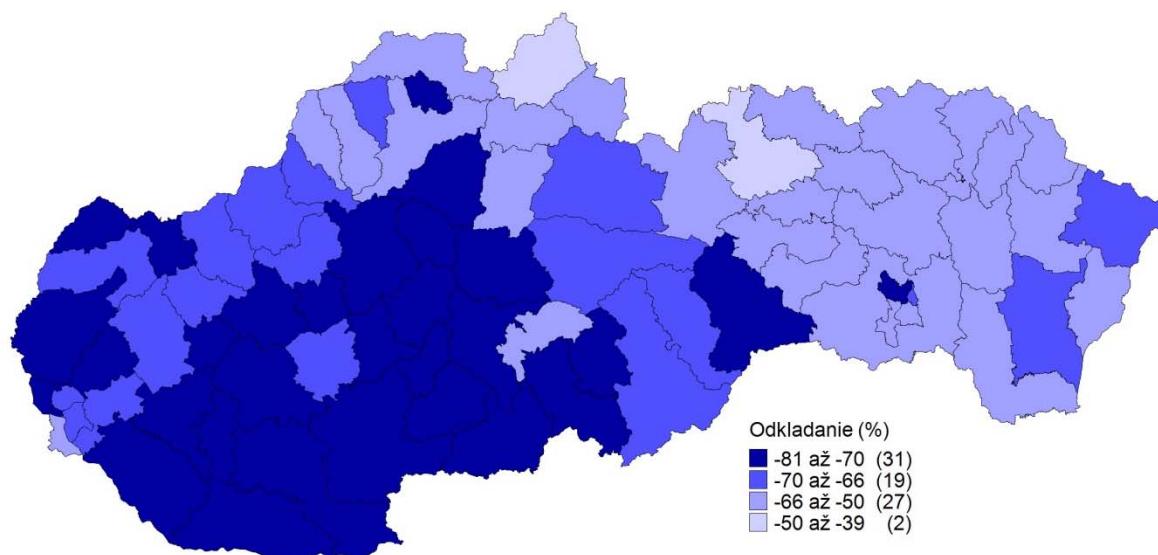
Platí, že kým v prvej polovici 90. rokov rozdiel medzi okresom s najvyššou a najnižšou hodnotou priemerného veku pri prvom sobáši bol necelé tri roky, v období rokov 2012 – 2014 to už bolo približne 5,5 roka. Z obr. 11 je zrejmé, že celkovo v 11 okresoch Slovenska tabuľkový priemerný vek pri prvom sobáši žien už prekročil hranicu 30 rokov. Išlo predovšetkým o Bratislavu a o štvrtý mestský okres Košíc, ďalej okres Banská Bystrica, Martin a niektoré malé celky na strednom Slovensku (Banská Štiavnica, Poltár, Partizánske). Na druhej strane len v okrese Kežmarok zostal priemerný vek pod úrovňou 26 rokov. Práve okresy severu východného a stredného Slovenska predstavujú priestor

s najnižším priemerným vekom pri vstupe do prvého manželstva. Súčasne ide aj o celky vyznačujúce sa najnižšou dynamikou zmien predmetného indikátora časovania. Na druhej strane najdynamickejšie rástol priemerný vek pri prvom sobáši v okresoch stredného a južného Slovenska. Až v 15 z nich sa hodnota tabuľkového priemerného veku pri prvom sobáši zvýšila o viac ako 7 rokov, pričom v dvoch (Veľký Krtíš a Poltár) to bolo dokonca o viac ako 8 rokov. Pri určitom zovšeobecnení môžeme vidieť, že sa vytvoril pomerne kompaktný priestor západného a stredného (s výnimkou severných okresov) Slovenska s vysokou hodnotou priemerného veku pri prvom sobáši. Naopak okresy severu stredného a východného Slovenska sa vyznačujú skorším vstupom žien do prvého manželstva.

Medzi obdobami 1992 – 1994 a 2012 – 2014 tabuľková prvosobášnosť žien klesla o viac ako 49 p. b. Kým podľa tabuliek sobášnosti slobodných by v prvej polovici 90. rokov do dovŕšenia 25. roku života vstúpili do prvého manželstva približne dve tretiny slobodných žien, v druhom sledovanom období sa tabuľková prvosobášnosť do tohto veku dostala len na niečo viac ako 17 %. V relatívnom vyjadrení úroveň odkladania prvých sobášov dosiahla na Slovensku približne 65 %. Detailne je proces odkladania v absolútnom i relatívnom vyjadrení na regionálnej úrovni prezentovaný v nasledujúcich obr. 3 a 4. Opätovne sa potvrdzuje, že západ a stred Slovenska s výnimkou severných okresov sa vyznačoval vysokou mierou odkladania prvých sobášov žien, a to či už v absolútnom alebo aj relatívnom vyjadrení. Opačná situácia je vo väčšine východoslovenských okresoch a na severe stredného Slovenska.



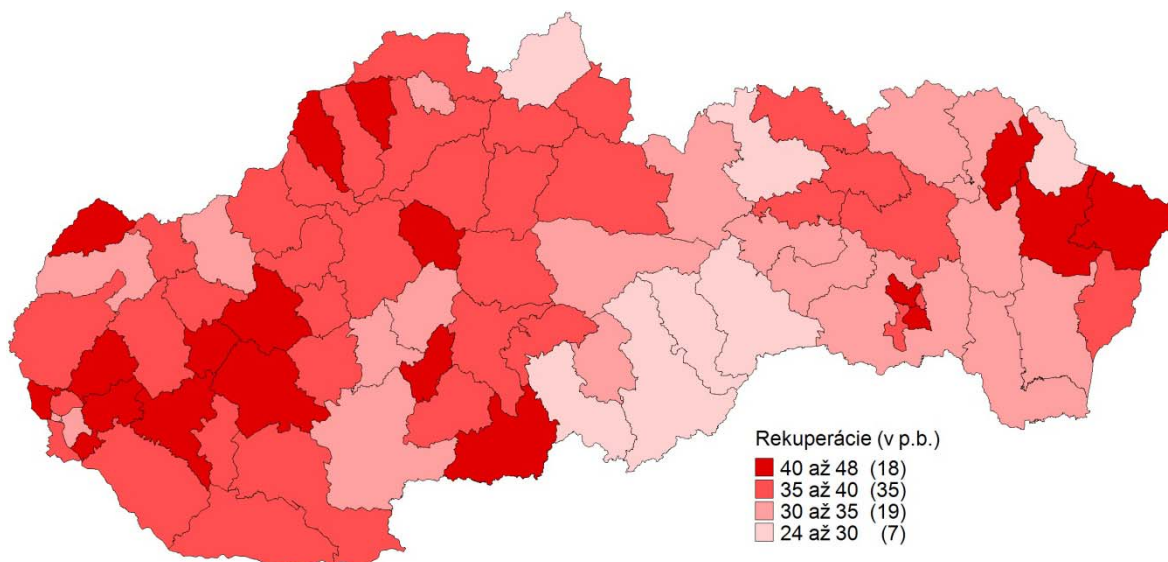
Obr. 3 Absolútna úroveň odkladania tabuľkovej prvosobášnosti žien v okresoch Slovenska medzi obdobiami 1992 – 1994 a 2012 – 2014 (Zdroj: ŠÚ SR, výpočty a spracovanie autor)



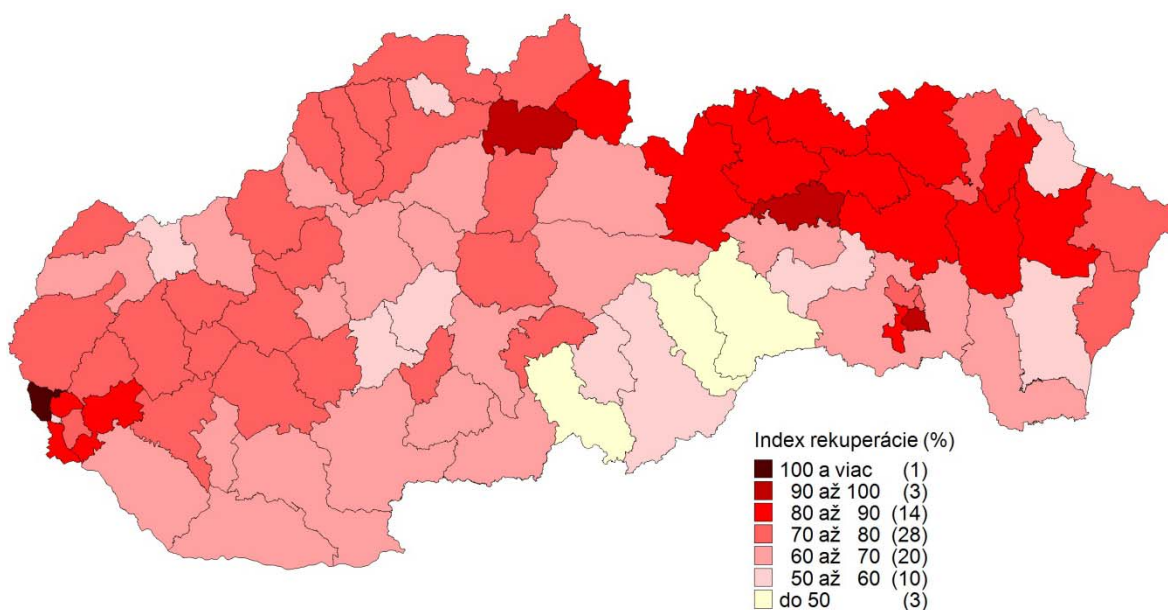
Obr. 4 Relatívna úroveň odkladania tabuľkovej prvosobášnosti žien v okresoch Slovenska medzi obdobiami 1992 – 1994 a 2012 – 2014 (*Zdroj: ŠÚ SR, výpočty a spracovanie autor*)

Zaujímavá je aj situácia v niektorých okresoch Bratislavy a Košíc, ktoré sa tiež vyznačovali absolútne i relatívne nízkou úrovňou odkladania sobášnosti slobodných žien. Hlbšia analýza ukázala, že v týchto celkoch už v prvej polovici 90. rokov bola intenzita prvosobášnosti už pomerne nízka, a preto aj dynamika s akou slobodné ženy odkladali vstup do manželstva bola nižšia ako môžeme vidieť v ďalších okresoch západného Slovenska, resp. okresoch s veľkými hospodárskymi centrami. Môžeme tak predpokladať, že v týchto populáciách proces odkladania vstupov do manželstva už začal skôr, resp. už v prvom sledovanom období dosahoval pomerne vysokú úroveň.

Z pohľadu rekuperácie je zrejmé, že dobiehanie odložených sobášov slobodných vo vyššom veku nedokáže zatiaľ na Slovensku v plnej miere kompenzovať celkový rozsah odkladania. Potvrďuje to aj index rekuperácie, ktorý hovorí, že pri súčasnom stave by z odloženej prvosobášnosti žien bolo realizovaných vo vyššom veku len približne 72 %. Pohľad na obr. XX tiež poukazuje, že tak ako na regionálnej úrovni existujú pomerne veľké rozdiely v úrovni odkladania tabuľkovej prvosobášnosti, tak medzi okresmi nachádzame aj značné diferencie v objeme realizovanej sobášnosti slobodných vo vyššom veku. V absolútnom vyjadrení vyššiu úroveň rekuperácie skôr nachádzame na západe a severe stredného Slovenska. Z východoslovenských okresov sú to najmä mestské okresy Košíc a niektoré celky krajného východu. Najnižšiu rekuperáciu v absolútnom vyjadrení identifikujeme predovšetkým na juhu stredného Slovenska v pásme prihraničných okresov Lučenec, Rimavská Sobota, Revúca a Rožňava. K nim môžeme zaradiť aj okres Kežmarok a Námestovo na severe Slovenska. Vo všeobecnosti ide o celky, v ktorých sledujeme nižšiu dynamiku transformácie sobášnosti slobodných odkladaním, a preto aj rozsah rekuperácie v absolútnom vyjadrení je tu nižší.



Obr. 5 Absolútna úroveň rekuperácie tabuľkovej prvosobášnosti žien v okresoch Slovenska medzi obdobiami 1992 – 1994 a 2012 – 2014 (Zdroj: ŠÚ SR, výpočty a spracovanie autor)



Obr. 6 Index rekuperácie tabuľkovej prvosobášnosti žien v okresoch Slovenska medzi obdobiami 1992 – 1994 a 2012 – 2014 (Zdroj: ŠÚ SR, výpočty a spracovanie autor)

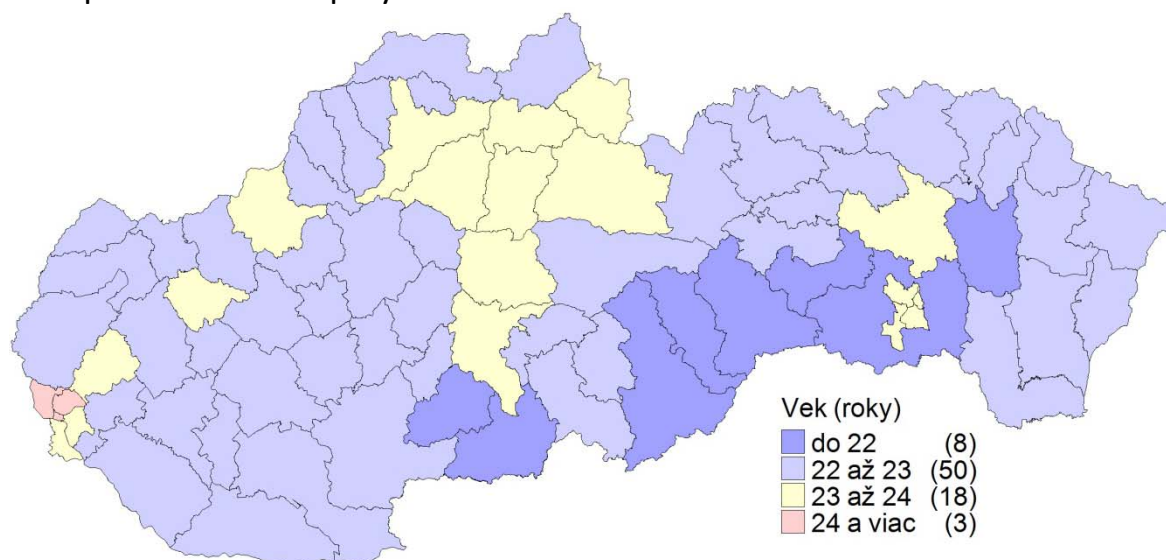
Pre výslednú úroveň sobášnosti slobodných žien na Slovensku je zrejmé, že rozhodujúcim faktorom bude nastavenie intenzity odkladania v kombinácii s následnou rekuperáciou vo vyššom veku. Vzájomný pomer týchto dvoch zložiek umožňuje analyzovať index rekuperácie. Ten nás v podstate informuje o tom, aká časť z odloženej tabuľkovej prvosobášnosti je vo vyššom veku dobiehaná. Ako sme už uviedli, celoslovenský priemer sa pohybuje približne na úrovni 72 %. Výrazne pod touto hranicou sa nachádzajú viaceré okresy juhu Slovenska, pričom relatívne nízky index rekuperácie dosahujú aj ďalšie okresy

stredného Slovenska (pozri obr. 6). Naopak vo viacerých okresoch Bratislavy, Košíc a tiež severu východného Slovenska vidíme, že viac ako 80 % z odloženej tabuľkovej prvosobášnosti je vo vyššom veku dobehnutých.

Z uvedeného je zrejmé, že transformácia prvosobášnosti odkladaním významne modifikovala priestorový obraz a vytvára skupiny okresov, ktoré sa od seba odlišujú dynamikou a rozsahom uplatnenia týchto zmien, ako aj následnou úspešnosťou z pohľadu dobiehania odložených zámerov vstúpiť do manželstva.

4 Odkladanie a rekuperácia prvých pôrodov

Odkladanie plodnosti je jedným z hlavných znakov transformácie reprodukčného správania na Slovensku po roku 1989. Rovnako ako v prípade manželských štartov je aj odkladanie materských štartov potrebné vnímať ako súčasť celkovej premeny časovania dôležitých životných prechodov na ceste k dospelosti. Práve rekonštitúcia nastavenia a samotných obsahových prvkov (prechodov) vedúcich k statusu dospelého jedinca je dôležitým faktorom celkových posunov v realizácii rodinných a reprodukčných zámerov. Z pohľadu plodnosti je pritom logické, že proces transformácie odkladaním sa dotýka predovšetkým rodenia prvých detí. Aj preto v nasledujúcej časti budeme pozornosť venovať regionálnym rozdielom a zmenám v nastavení prechodov k materstvu a rodičovstvu, a to najmä v spojitosti s procesom odkladania a rekuperácie rodenia prvých detí.



Obr. 7 Priemerný vek žien pri prvom pôrode v okresoch Slovenska v rokoch 1992 – 1994
(Zdroj: ŠÚ SR, výpočty a spracovanie autor)

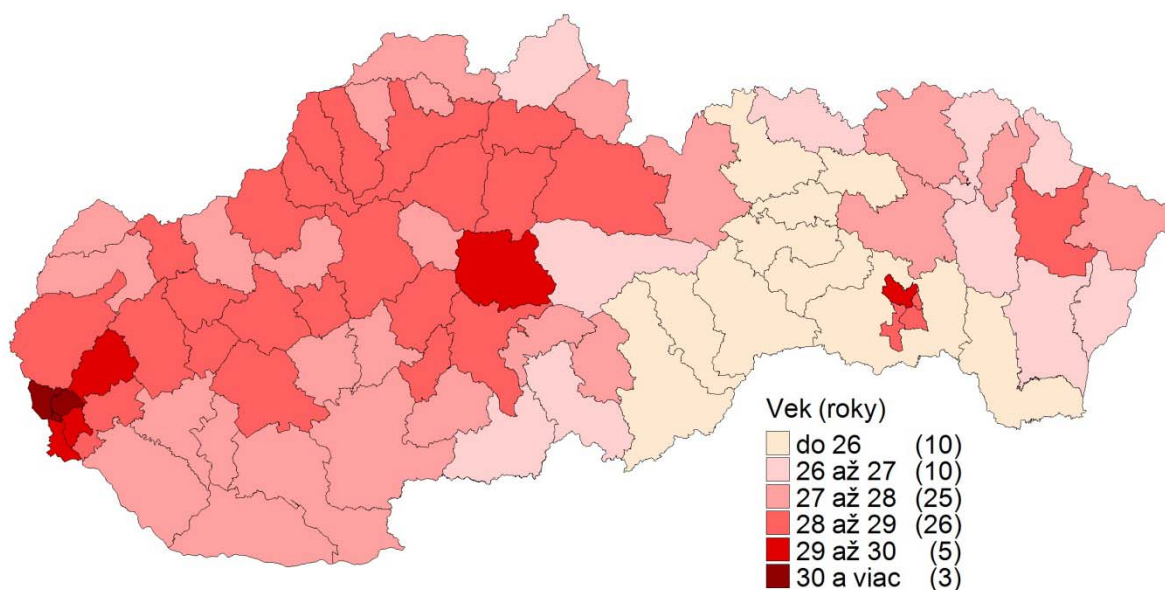
V prvej polovici 90. rokov sa priemerný vek žien na Slovensku pri prvom pôrode pohyboval na úrovni necelých 23 rokov. V rokoch 2012 - 2014 sa už dostal na približne 28 rokov. Rovnako ako v prípade prvých sobášov aj u prvých

pôrodov sledujeme, že vo všetkých okresoch Slovenska došlo k nárastu priemerného veku, a teda proces odkladania sa dotýkal všetkých regiónov. Súčasne sa tiež ukazuje postupná výrazná priestorová diferenciácia z pohľadu zmien časovania materských štartov. Kým v prvom sledovanom období vo väčšine okresoch sa priemerný vek pri prvom pôrode pohyboval na intervale 22 - 23 rokov a variačné rozpätie bolo len približne 3,6 roka, v druhom období takú koncentráciu nezaznamenávame, súbor okresov je viac rozložený do jednotlivých intervalov a aj variačné rozpätie sa značne predĺžilo už na takmer 6,5 roka.

Aj napriek zrejmej dominancii skupiny okresov s priemerným vekom pri prvom pôrode na úrovni 22 – 23 rokov môžeme na obr. 7 vidieť, že existovala nezanedbateľná časť regiónov, v ktorých sa ženy matkami stávali ešte skôr a naopak v niektorých regiónoch sa narodenie prvých detí v priemere odkladalo do o niečo vyššieho veku. V prvom prípade išlo o takmer súvislý pás prihraničných okresov na juhu Slovenska. Do druhej skupiny patrili predovšetkým mestské okresy Bratislavy, ale aj okresy Košíc a niektoré ďalšie regióny skôr s väčšími hospodárskymi centrami (napr. Trenčín, Trnava, Žilina, Prešov, Banská Bystrica a pod.).

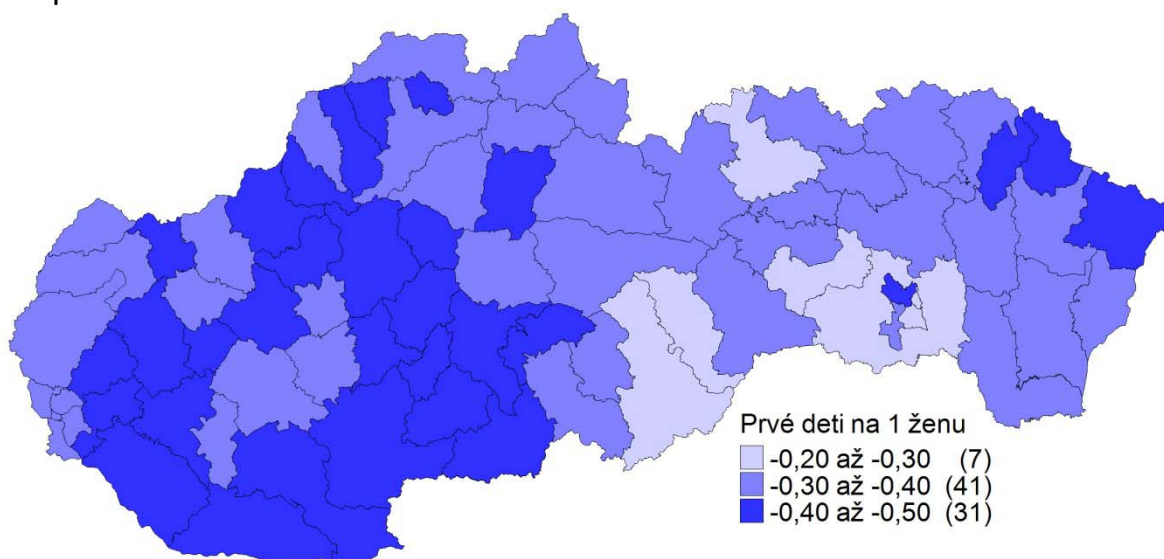
V posledných dvoch desaťročiach prešlo časovanie prvých pôrodov značnými zmenami, pričom hlavným znakom je už spomínaný nárast priemerného veku pri prvom pôrode ako jednoznačný dôsledok odkladania rodenia prvých detí do vyššieho veku. Z priestorového hľadiska sa v priemere najneskôr matkami stávajú ženy v Bratislave, v okrese Pezinok, Košice I a okrese Banská Bystrica. Relatívne vysoký je priemerný vek aj v ďalších mestských okresoch Košíc a viacerých celkoch západného a stredného Slovenska s výnimkou južných a severných okresov (pozri obr. 8). Práve tieto okresy sa tiež vyznačovali aj najvyššou dynamikou nárastu hodnôt priemerného veku pri prvom pôrode medzi sledovanými obdobiami.

Priestor vyznačujúci sa najnižším priemerným vekom pri prvom pôrode zostal do určitej miery nezmenený a tvoria ho predovšetkým okresy juhu stredného a východného Slovenska. Okrem toho sa však sem zaraďujú aj ďalšie okresy v páse Gelnica, Spišská Nová Ves, Levoča, Sabinov a Kežmarok. Spoločne sa tieto celky vyznačovali aj najnižšou dynamikou zvyšovania hodnôt priemerného veku pri prvom pôrode medzi sledovanými obdobiami. Bez ďalšej hlbšej analýzy sa však môžeme len domnievať, že jedným z hlavných faktorov tohto stavu je vyššie zastúpenie osôb rómskeho etnika, ktorého jedným z hlavných znakov z pohľadu reprodukčného správania je práve skoré materstvo a rodičovstvo (pozri napr. Šprocha 2014).

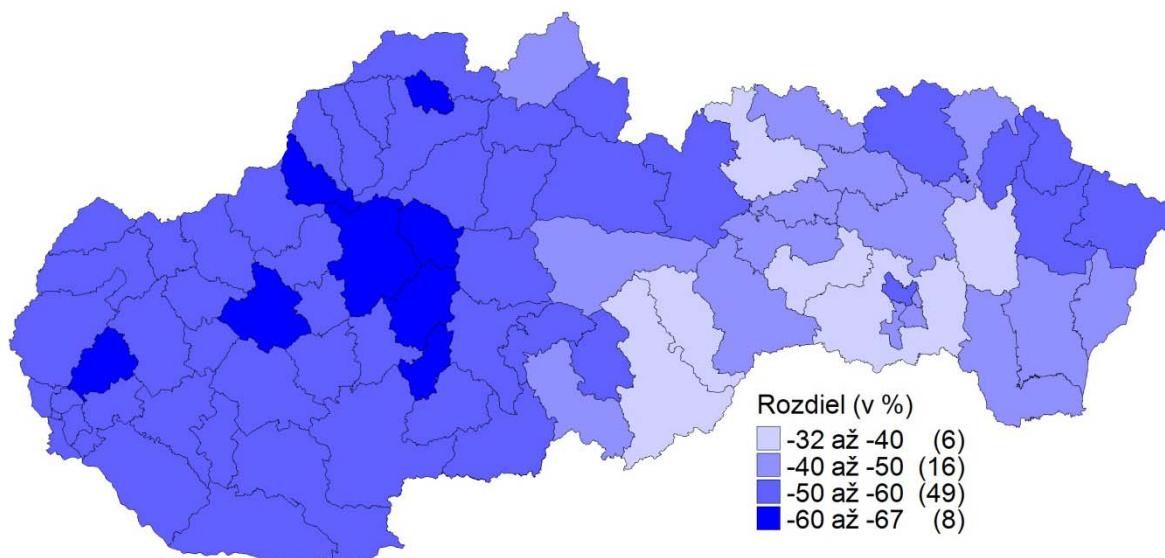


Obr. 8 Priemerný vek žien pri prvom pôrode v okresoch Slovenska v rokoch 2012 – 2014
(Zdroj: ŠÚ SR, výpočty a spracovanie autor)

Proces odkladania prvých pôrodov sa v najväčšej miere dotýkalo najmä okresov západného a čiastočne aj stredného Slovenska. Ich priestorové rozloženie bližšie zobrazuje obr. 9. Ešte lepšie tento regionálny vzorec vystihuje znázornenie relatívnej úrovne odkladania plodnosti prvého poradia v obr. 10. Z neho jasne vyplýva rozdelenie Slovenska na dve pomerne odlišne sa správajúce časti z pohľadu dynamiky procesu odkladania. Kým v podstate vo všetkých okresoch západného Slovenska a v prevažnej miere aj stredného Slovenska identifikujeme výrazný pokles intenzity rodenia prvých detí v mladšom veku, väčšina okresov východného (s výnimkou krajného severovýchodu) a juhu stredného Slovenska sa vyznačuje len priemernou resp. podpriemernou úrovňou odkladania.

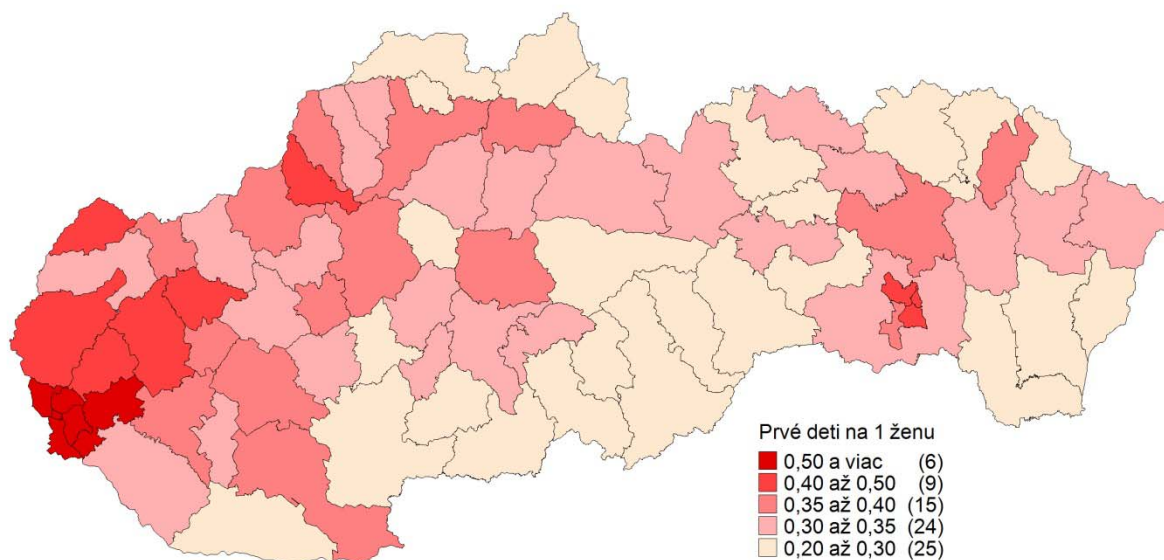


Obr. 9 Absolútna úroveň odkladania rodenia prvých detí v okresoch Slovenska medzi obdobiami 1992 – 1994 a 2012 – 2014 (Zdroj: ŠÚ SR, výpočty a spracovanie autor)



Obr. 10 Relatívna úroveň odkladania rodenia prvých detí v okresoch Slovenska medzi obdobiami 1992 – 1994 a 2012 – 2014 (Zdroj: ŠÚ SR, výpočty a spracovanie autor)

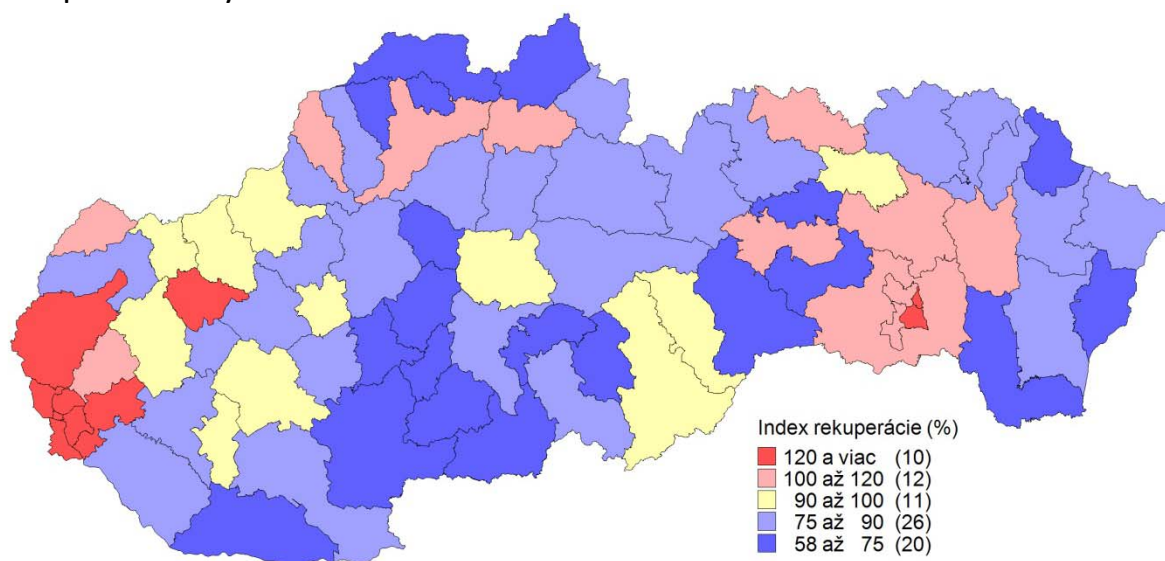
Analýza procesu rekuperácie ukázala, že v absolútnom vyjadrení najúspešnejšími okresmi sú najmä mestské celky Bratislavy, na ktoré nadväzujú niektoré okresy v zázemí hlavného mesta (Senec, Pezinok, Malacky, Trnava, Piešťany) a okresy Košíc (s výnimkou Košíc II). Na druhej strane stála väčšina okresov juhu a severu stredného Slovenska spolu s niektorými okresmi východného Slovenska, v ktorých intenzita rekuperácie bola v absolútnom vyjadrení veľmi nízka (pozri obr. 11).



Obr. 11 Absolútna úroveň rekuperácia rodenia prvých detí v okresoch Slovenska medzi obdobiami 1992 – 1994 a 2012 – 2014 (Zdroj: ŠÚ SR, výpočty a spracovanie autor)

Ďalšiu dimenziu v spojitosti s procesom odkladania a rekuperácie rodenia prvých detí nám prináša index rekuperácie. Ten nás informuje o tom aká časť

z odložených prvých pôrodov z prvého sledovaného obdobia bola vo vyššom veku dobiehaná v prípade druhého zvoleného obdobia. Ako ukazuje obr. 12, na rozdiel od sobášnosti slobodných, v prípade prvých pôrodov môžeme vo viacerých okresoch Slovenska identifikovať tzv. nadkompenzáciu. Znamená to, že v celkovo 22 okresoch úroveň rekuperácie bola vyššia ako intenzita odkladania. Z tohto pohľadu môžeme hovoriť o najúspešnejších regiónoch, v ktorých sa podarilo výrazne oživiť rodenie prvých detí, a to až do takej miery, že celková hodnota úhrnnej plodnosti prvého poradia bola v druhom sledovanom období (roky 2012 – 2014) vyššia, ako tomu bolo v prvej polovici 90. rokov (1992 – 1994). Z priestorového hľadiska ide predovšetkým o spomínané okresy Bratislavy so svojím zázemím, ako aj Košice a niektoré okresy na východe a na strednom Slovensku (pozri obr. 12). Na druhej strane prostredníctvom indexu rekuperácie vieme povedať, že väčšina okresov stredného Slovenska a do značnej miery aj krajného východného Slovenska sa vyznačuje len veľmi nízkou hodnotou indexu, a teda z pohľadu dobiehania odložených prvých reprodukčných zámerov ich môžeme zatiaľ zaradiť medzi neúspešné celky.

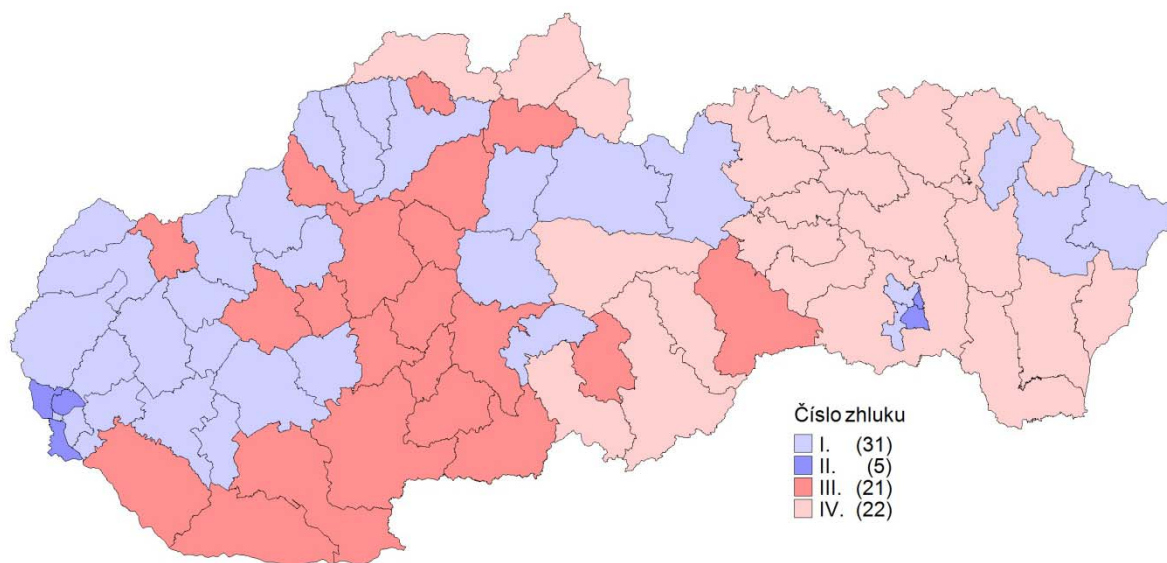


Obr. 12 Index rekuperácie rodenia prvých detí v okresoch Slovenska medzi obdobiami 1992 – 1994 a 2012 – 2014 (Zdroj: ŠÚ SR, výpočty a spracovanie autor)

5 Typizácia okresov Slovenska z pohľadu odkladania a rekuperácie manželských a materských štartov

Existencia podobných a naopak odlišných celkov nás primäla k myšlienke vytvoriť skupiny okresov, v ktorých by sa jednotlivé okresy z pohľadu procesov odkladania a rekuperácie manželských štartov žien a rodenia prvých detí, čo najviac podobali. Prostredníctvom faktorovej a zhlukovej analýzy boli vytvorené 4 zhluky okresov. Vo všeobecnosti môžeme povedať, že v podstate najpriaznivejšia situácia je v okresoch zaradených do prvej skupiny. Ide o celky

vyznačujúce sa relatívne vysokou úrovňou odkladania sobášnosti slobodných, ako aj plodnosti prvého poradia, no súčasne v týchto okresoch nachádzame aj najvyššiu úroveň procesu dobiehania týchto rodinných a reprodukčných zámerov. Opačná situácia je v okresoch zaradených do tretieho zhluku, keďže tu identifikujeme najdynamickejšie odkladanie, ale najnižšiu úspešnosť procesu rekuperácie vo vyššom veku. Pre štvrtý zhluk okresov je typická najnižšia úroveň odkladania prvých sobášov, ako aj rodenia prvých detí a mierne podpriemerná intenzita rekuperácie. Preto sa tieto okresy vyznačujú skorším časovaním manželských i reprodukčných štartov na Slovensku.



Obr. 13 Typizácia okresov Slovenska z pohľadu odkladania a rekuperácie vstupov do prvého manželstva a rodenia prvých detí (*Zdroj: ŠÚ SR, výpočty a spracovanie autor*)

6 Záver

Podrobná analýza procesov odkladania a rekuperácie sobášov slobodných žien, ako aj rodenia prvých detí ukázala, že na Slovensku vo všetkých celkoch došlo k naštartovaniu transformácie reprodukčného a rodinného správania v kontexte posunov týchto prechodov v životných dráhach do vyššieho veku. Súčasne sa však ukazuje, že kým v prvej polovici 90. rokov rozdiely medzi jednotlivými okresmi v časovaní tabuľkových prvosobášov, či pôrodnosti prvého poradia boli veľmi malé, v priebehu nasledujúcich dvoch desaťročí došlo k pomerne významnej divergencii. V našej analýze sme jednoznačne identifikovali regióny s dynamickým nárastom priemerného veku pri prvom sobáši, ako aj prvom pôrode resp. celky, v ktorých ženy vstupujú do manželstva a rodičovstva najneskôr. Naopak aj napriek nastúpenému odkladaniu je zrejmé, že na Slovensku je možné nájsť okresy, v ktorých slobodné ženy sa vydávajú výrazne skôr ako je priemer a tiež sa relatívne skoro stávajú matkami. Pri určitom zovšeobecnení môžeme povedať, že celé západné s prevažnou časťou

stredného Slovenska je ovplyvnené výrazným odkladaním sledovaných prechodov, kým sever a juh stredného a značná časť východného Slovenska sa vyznačujú skorším nastavením a nízkou dynamikou odkladania. V kombinácii s rôznou dynamikou následnej rekuperácie, kde najpriaznivejšia situácia je v mestských okresoch Bratislavy a v niektorých ďalších okresoch v jej zázemí alebo celkoch s veľkým hospodárskym centrom, vo vyššom veku potom boli vytvorené štyri základné typy okresov. Platí pritom, že medzi najúspešnejšie z pohľadu odkladania a rekuperácie môžeme považovať okresy Bratislavy, Košíc a viaceré regióny v zázemí hlavného mesta a na Považí. Naopak juh Slovenska spolu s viacerými celkami stredného Slovenska sa vyznačuje najvyššou mierou odkladania, ale veľmi nízkou úrovňou rekuperácie. Túto skupinu preto môžeme označiť ako oblasť, ktorá v procese transformácie odkladaním sa zatiaľ najhoršie prispôsobuje zmeneným podmienkam a z pohľadu vstupov do prvého manželstva a rodičovstva je na tom najhoršie.

7 PodĎakovanie

Príspevok je čiastkovým výstupom z projektu VEGA 2/0057/17 Najvyššie dosiahnuté vzdelanie a jeho vplyv na transformujúce sa rodinne a reprodukčne správanie žien na Slovensku.

8 Literatúra

- Bleha, B., Majo, J., Šprocha, B. (2013). Demografický obraz Bratislavy. In: Buček, J., Korec, P. (eds.). *Moderná humánna geografia mesta Bratislava: priestorové štruktúry, siete a procesy*. Bratislava (Univerzita Komenského v Bratislave), pp. 55 – 88.
- Bleha, B., Vaňo, B., Bačík, V. (eds.) (2014). *Demografický atlas Slovenskej republiky*. Bratislava: Geografika.
- Fialová, L. (1992). Vývoj sňatečnosti v Československu v letech 1918-1988. *Historická demografie* 16, s. 117–134.
- Frejka, T., Sardon, J. P. (2004). *Childbearing Trends and Prospects in Low-Fertility Countries. A Cohort Analysis*. European Studies of Population, Vol. 13, Dordrecht, Boston a Londýn: Kluwer Academic Publishers.
- Frejka, T., Sardon, J. P. (2007). Cohort birth order, parity progression ratio and parity distribution trends in developed countries. *Demographic Research*, 16, s. 315–374.
- Jurčová, D. a kol. (2006). *Populačný vývoj v okresoch Slovenskej republiky 2005*. Bratislava (INFOSTAT).
- Jurčová, D. a kol. (2010). *Populačný vývoj v okresoch Slovenskej republiky 2009*. Bratislava (INFOSTAT).
- Kohler, H. P., Billari, F. C. Ortega, J. A. (2002). The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe During the 1990s. *Population and Development Review*, 28, 4, s. 641–680.
- Lesthaeghe, R., Neels, K. (2002). From the First to the Second Demographic Transition – An Interpretation of the Spatial Continuity of Demographic Innovation in France, Belgium and Switzerland. *European Journal of Population*, 18, 4, s. 325–360.

- Monnier, A., Rychtaříková, J. (1992). The Division of Europe into East and West. Population: An English Selection, 4, s. 129–160.
- Potančoková, M., Vaňo, B., Pilinská, V., Jurčová, D. (2008). Slovakia: Fertility between tradition and modernity. In: Frejka, T., Hoem, I., Sobotka, T. Toulemon, L. (eds.) Childbearing trends and policies in Europe. Demographic Research 19, Special collection, 7, s. 973–1018.
- Sobotka, T. (2004). Postponement of Childbearing and Low Fertility in Europe. Groningen: Rijksuniversiteit Groningen.
- Sobotka, T., Šťastná, A., Zeman, K., Hamplová, D., Kantorová, V. (2008). Czech Republic: A rapid transformation of fertility and family behaviour after the collapse of state socialism. Demographic Research, 19, 14, s. 403–454.
- Šprocha, B. (2008). Reprodukčné správanie mestského a vidieckeho obyvateľstva na Slovensku. Bratislava: INFOSTAT.
- Šprocha, B., Šídlo, L. (2012). Demografický portrét Bratislavy a Košíc. Slovenská štatistika a demografia 22, 1, 44–70.
- Šprocha, B. (2014a). Odkladanie a rekuperácia plodnosti v kohortnej perspektíve v Českej republike a na Slovensku. Demografie, 3, s. 219–233
- Šprocha, B. (2014b). Reprodukcia rómskeho obyvateľstva na Slovensku a prognóza jeho populačného vývoja. Bratislava: OF PRINT JH.
- Šprocha, B. (2015). Transformácia generačnej plodnosti na Slovensku. Odkladanie a rekuperácia pôrodov v generačnej perspektíve. Slovenská štatistika a demografia, 25, 2, s. 14–32.
- Šprocha, B. (2016). Transformácia sobášnosti slobodných v Českej a Slovenskej republike v prierezo-vom a kohortnom pohľade. Demografie, 58, 3, s. 237–238.
- Šprocha, B., Majo, J. (2016). Storočie populačného vývoja Slovenska I.: demografické procesy. Bratislava: INFOSTAT, PÚ SAV, PRIF UK.
- Šprocha, B., Tišliar, P. (2016). Transformácia plodnosti žien Slovenska v 20. a na začiatku 21. storočia. Bratislava: Centrum pre
- Šprocha, B., Bleha, B., Vaňo, B. (2017). Bratislava v demografickej perspektíve: transformácia a výhľad do roku 2050. Bratislava: INFOSTAT.

Pár slov o konferencii Nitrianske štatistické dni 2017

A few words about the conference Statistical Days in Nitra 2017

Janka Medová, Anna Tirpáková

Katedra matematiky, Fakulta prírodných vied, Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre, Tr. A. Hlinku 1, 949 74 Nitra

Department of Mathematics, Faculty of Natural Sciences, Constantine the Philosopher University in Nitra, Tr. A. Hlinku 1, 949 74 Nitra, Slovakia

jmedova@ukf.sk, atirpakova@ukf.sk

V dňoch 16. a 17. marca 2017 sa v Nitre konalo už deviate stretnutie slovenských matematikov a štatistikov na konferencii s názvom Nitrianske štatistické dni. Konferenciu organizovali Slovenská štatistická a demografická spoločnosť spolu s Katedrou matematiky Fakulty prírodných vied Univerzity Konštantína Filozofa v Nitre a Pracoviskom Štatistického úradu v Nitre.

Konferencia začala pozvanými prednáškami. Prvý prednášajúci, Dr. h. c. prof. RNDr. Beloslav Riečan, DrSc., sa v prednáške zaoberal množinou reálnych čísel a náhodnými veličinami. Bližšie sa venoval metodickým dôsledkom výučby matematiky a matematickej štatistiky, ak sa jedna z axiém o reálnych číslach nahradí Lagrangeovou vetou o strednej hodnote.



Obr. 1 Dr. h. c. prof. RNDr. Beloslav Riečan, DrSc. počas plenárnej predášky

V druhej pozvanej prednáške poukázal Mgr. Vlastimil Chytrý, Ph.D. z Univerzity J. E. Purkyně v Ústí nad Labem na najčastejšie chyby v štatistickom vyhodnotení výskumu v diplomových prácach študentov učiteľstva rôznych akademických predmetov zo šiestich českých univerzít. Prednášky rozprúdili bohatú diskusiu, ktorá pokračovala aj počas obeda.

Popoludní riaditeľka Pracoviska ŠÚ SR v Nitre, Ing. Renáta Dušová, predstavila produkty a databázy, ktoré spravuje ŠÚ SR nielen účastníkom konferencie, ale aj doktorandom FPV UKF v Nitre. Po prednáške Ing. Dušovej konferencia pokračovala prihlásenými referátmi.



Obr. 2 Účastníci konferencie v rokovacej miestnosti

Mgr. Ing. Martin Boďa, PhD. porozprával o intervalovom odhadovaní Herfindahlovho-Hirschmanovho indexu pri použití gaussovského podmieneného prioru. PaedDr. Janka Medová, PhD. prezentovala ukážku využitia McNemarovho a Cochranovho Q testu pri analýze chýb v študentských riešeniach úloh z teórie grafov. Doc. Ing. Iveta Stankovičová, PhD. odhadla trendy vo vývoji monetárnej chudoby v Českej republike a na Slovensku.

Na prednášku Ing. Dušovej nadviazal piatkový workshop v priestoroch pracoviska ŠÚ SR v Nitre. Téma workshopu bola Štatistické databázy a produkty: obsah, využitie, dostupnosť a viedla ho Ing. Eva Rakovská, pracovníčka Odboru informatiky, registrov a informačných služieb. Workshopu sa zúčastnili doktorandi a pracovníci rôznych katedier FPV UKF v Nitre, ktorí tak získali veľmi cenné a potrebné informácie o produktoch ŠÚ SR a možnostiach ich využitia širokou verejnosťou.

Pohľady na ekonomiku Slovenska 2017 – informácia o konaní 17. ročníka konferencie

Views on Economy of Slovakia 2017 – Information about the 17th conference

Peter Mach, Iveta Stankovičová

Slovenská štatistická a demografická spoločnosť, Miletičova 3, 82 467 Bratislava

Slovak Statistical and Demographic Society, Miletičova 3, 82 467 Bratislava

petermach1951@yahoo.com; iveta.stankovicova@fm.uniba.sk

Dňa 25. apríla 2017 sa konal už 17. ročník konferencie ***Pohľady na ekonomiku Slovenska 2017*** (PES 2017) v spoločenskej miestnosti Ekonomickej univerzity v Bratislave. Konferenciu organizuje Slovenská štatistická a demografická spoločnosť (SŠDS) každoročne už od roku 2001. Jej tradíciu založil docent Jozef Chajdiak, dlhoročný vedecký tajomník a predseda SŠDS, ktorý bol počas 16 rokov aj predsedom programového a organizačného výboru.

Tento ročník sa konal pod novým programovým a organizačným vedením. Záštitu nad podujatím prevzal predseda Štatistického úradu SR (ŠÚ SR) Ing. Alexander Ballek. Podpredseda ŠÚ SR Ing. František Bernadič sa ujal vedenia programového výboru konferencie a je tiež autorom témy tohtoročnej konferencie. Téma znela: ***Meranie výkonnosti ekonomiky SR v kontexte nových spoločensko-ekonomických fenoménov (brexit, globalizácia, princíp ekonomického vlastníctva)***.

Rokovanie konferencie otvorila predsedníčka SŠDS Iveta Stankovičová. Zaujímavé fakty z jej histórie pripomenul podpredseda SŠDS Peter Mach. Prvé štyri ročníky sa konali v bývalom hoteli Fórum, ďalšie štyri na rôznych miestach Bratislavy, od roku 2009 akcia našla trvalé miesto na Ekonomickej univerzite v Bratislave (EU). Na pôde EU v Bratislave účastníkov v mene rektora EU privítala prorektorka pre vzdelávanie Zuzana Juhászová. Potom sa ujal slova podpredseda ŠÚ SR František Bernadič, ktorý viedol a moderoval celé podujatie. Na úvod zhodnotil výsledky dosiahnuté v oblasti štatistiky počas minuloročného slovenského predsedníctva v Rade EÚ, pretože to bola téma minulého ročníka PES 2016. Slovenské predsedníctvo bolo hodnotené pozitívne a dosiahli sa veľmi významné výsledky v oblasti štatistiky.

Konferencia prebiehala formou prezentácií pozvaných účastníkov v dvoch častiach a na záver sa uskutočnila diskusia. Na úvod prvej časti vystúpila pracovníčka ŠÚ SR Alžbeta Ridzoňová, ktorá sa venovala problematike zahraničného obchodu. Téma jej prezentácie bola: „Prečo zahraničné firmy vykazujú slovenský zahraničný obchod?“. Aj ďalší prezentujúci Jaroslav Dolinič,

bol zo ŠÚ SR. Vybral si problematiku globalizácie a jej vplyv na meranie výkonnosti ekonomiky v jednotlivých krajinách EÚ. Fenomén globalizácie, ktorého významným dôsledkom je napríklad narastajúci medzinárodný obchod a stále užšia previazanosť národných ekonomík, zamestnáva nielen ekonómov či sociológov, ale i štatistikov. Veľký rozsah a rôznorodá forma medzinárodného obchodu predstavuje veľkú výzvu pre jednotlivé štatistické authority ako správne zaznamenať veľkosť a výkonnosť národných ekonomík. Udalosti posledných mesiacov dôrazne upozornili ako významne môže vplývať globalizácia na základné makroekonomické ukazovatele a od nich odvodené indikátory.

Ďalší dvaja prezentujúci sa venovali vplyvom brexitu na politiku súdržnosti (Martin Hulényi z Úradu vlády SR) a na rozpočet EÚ (Viliam Páleník z Ekonomického ústavu SAV). Vystúpenie V. Páleníka bolo zamerané na problematiku možných dôsledkov a alternatívne riešenia dopadu brexitu na zdroje financií EÚ. Predstavil hlavné závery zo správy Montiho skupiny¹, ktorá sa zoberala prípravou reformy vlastných zdrojov EÚ (HLGOR), čo bolo veľmi zaujímavé a prínosné pre poslucháčov.

Druhá časť konferencie bola zameraná prognosticky. Zástupcovia troch významných slovenských prognostických inštitúcií (Infostat, NBS a EÚ SAV) predstavili svoje makroekonomické prognózy vývoja ekonomiky SR. Ako prvý vystúpil Ján Haluška za kolektív autorov z Infostatu (J. Haluška, A. Hamara a B. Pristáč) a predstavil stručnú analýzu vývoja makroekonomickej výkonnosti slovenskej ekonomiky v roku 2016 (meranej tvorbou reálneho HDP), ktorá je východiskom pre odhad jej výkonnosti v roku 2017. Konštatoval, že nominálny HDP stúpol o 2,9 %, čo znamená, že úhrnná hladina cien v ekonomike (meraná deflátorom HDP) sa na medziročnej báze znížila o 0,4 %, a to je pokles o 0,2 p. b. hlbší ako zaznamenala v rokoch 2014 a 2015. Minulý rok agregátny dopyt v slovenskej ekonomike stúpol len o 2,9 %, zatiaľ čo v roku 2015 vzrástol o 5,9 %. Na spomalení dynamiky jeho rastu sa podieľal domáci dopyt aj vonkajší dopyt (objem celkového vývozu), pretože ich medziročné prírastky boli vlani podstatne nižšie (o 0,9 %, resp. o 4,8 %) ako v roku 2015 (o 4,8 %, resp. o 7,0 %). Záverom uviedol, že na základe aktuálneho vývoja predstihových indikátorov možno usudzovať, že v súčasnosti sú negatívne a pozitívne riziká viac-menej vybilancované.

Ján Beka z NBS konštatoval, že tempo rastu slovenskej ekonomiky sa udržalo aj koncom roka 2016. Hlavným zdrojom rastu bol export a súkromná spotreba.

¹ Skupina na vysokej úrovni pre vlastné zdroje (HLGOR – The high-level group on own resources) vznikla vo februári 2014 s cieľom preskúmať, ako sa dá príjmová strana rozpočtu EÚ zjednodušiť, urobiť transparentnejšou, spravodlivejšou a demokraticky zodpovednou. Vedúcou osobnosťou expertnej skupiny je bývalý predseda talianskej vlády a eurokomisár Mário Monti.

Zrýchlenie rastu ekonomiky v strednodobom horizonte by malo vyplývať predovšetkým z nábehu novej produkcie automobiliek, k čomu sa intenzívnejšie pridá domáci dopyt. Slovenská ekonomika by tak mala vzrásť o 3,2 % v tomto roku s následnou akceleráciou na 4,2 % v roku 2018 a 4,6 % v roku 2019. Priaznivá situácia na trhu práce by mala pokračovať a miera nezamestnanosti klesne na konci horizontu predikcie na historicky najnižšiu úroveň 6,9 %. Inflácia by sa mala znížiť len nad 2 % v horizonte predikcie.

Na záver vystúpil Ivan Lichner a predstavil strednodobú makroekonomickú prognózu vývoja ekonomiky SR kolektívu autorov z Ekonomického ústavu SAV (Marek Radvanský, Ivan Lichner). Predložená prognóza je na najbližšie štyri roky (r. 2017-2020) a je založená na ekonometrickom modeli IER_ECM_16q4. Táto verzia modelu predstavuje najnovšiu aktualizáciu makroekonomického modelu s chybu korigujúcim členom postupne vyvíjaného na EÚ SAV. Na základe tejto prognózy v roku 2017 sa očakáva oživenie rastu HDP oproti minulému roku na úrovni 3,7 % a v roku 2018 rast na úrovni 3,8 %. Tento rast by mohol prispieť k tvorbe nových pracovných miest a na trhu práce by malo i naďalej dochádzať k pozitívnemu vývoju, ktorý však bude sprevádzaný problémami s nedostatkom kvalifikovanej pracovnej sily a tlakom na rast miezd. Výhľadové prognózy sú v súčasnom období relatívne výrazne závislé od vývoja a stability vonkajšieho dopytu, ako aj dodržiavania cieľov hospodárskej politiky. V porovnaní s predchádzajúcou prognózou vznikli nové riziká ako brexit a zmena hospodárskej politiky USA, ktoré môžu výrazne ovplyvniť ekonomický vývoj v nasledujúcich rokoch u nás.

Na záver podujatia sa uskutočnila diskusia, ktorú odborne viedol podpredseda ŠÚ SR F. Bernadič. Otázky z pléna boli nasmerované na všetkých prednášateľov. Diskusia trvala viac ako 1,5 hodiny. Rezovali otázky o brexite a globalizácii a o ich vplyvoch na meranie výkonnosti ekonomiky SR. Poslucháčov hlavne zaujal príklad Írska. Zmena metodiky pre zostavovanie národných účtov z ESA 95 na ESA 2010 (platná od roku 2014) spôsobila výrazné zmeny vo vykazovaných objemoch HDP v krajinách EÚ, lebo sa zmenilo vykazovanie zahraničného obchodu, zmenil sa princíp vlastníctva a rezidencie ekonomických jednotiek. Zavedením tejto zmeny v metodike, bolo potrebné prepočítať vykazované objemy HDP v jednotlivých krajinách a to malo výrazný prorastový efekt. Tento efekt sa výrazne prejavil hlavne na ukazovateľoch HDP Írska, kde zmena údajov znamenala medziročný nárast HDP o 26,3 % a nárast HND o 18,7 % (oboje v stálych cenách). Táto nezvyčajne veľká revízia bola preskúmaná aj Eurostatom, ktorý predbežne považuje túto revíziu za opodstatnenú a v súlade s metodikou národných účtov.

Konferencia ako tradične poskytla priestor na konštruktívnu odbornú diskusiu o aktuálnych makroekonomických prognózach vývoja ekonomiky SR

a o problémoch pri meraní výkonnosti ekonomiky vo svetle súčasných fenoménov.



Obr. 1 Pohľad na účastníkov konferencie z radov študentov EU Bratislava v sále



Obr. 2 Pohľad na prednášateľov konferencie počas záverečnej diskusie
(J. Dolinič, I. Lichner, F. Bernadič, J. Haluška, J. Beka, V. Páleník a M. Hulényi)

Demografi v Nitre: 16. Slovenská demografická konferencia

Demographers in Nitra: 16th Slovak Demographic Conference

Branislav Šprocha

INFOSTAT - Výskumné demografické centrum, Leškova 16, 817 95 Bratislava; Centrum spoločenských a psychologických vied, Šancová 56, 811 05 Bratislava.

INFOSTAT - Demographic Research Centre, Leškova 16, 817 95 Bratislava; Center of Social and Psychological Sciences SAS, Šancová 56, 811 05 Bratislava.

branislav.sprocha@gmail.com

Koncom júna patrila Nitra demografom a priaznivcom demografie, ktorí sa stretli na už tradičnej Slovenskej demografickej konferencii usporadúvanej každý druhý rok. Dominantnou témou sa na jej 16. pokračovaní stali Regióny v demografickej perspektíve, ktorá do priestorov Študentských domovov Univerzity Konštantína Filozofa v Nitre prilákala viac ako štyri desiatky demografov, geografov, štatistikov a vedcov z ďalších príbuzných vedných disciplín zo Slovenska a Českej republiky. Významnou súčasťou konferencie sa stal workshop Štatistického úradu Slovenskej republiky na tému prípravy SODB 2021.

Záštitu nad 16. Slovenskou demografickou konferenciou prevzal dekan Fakulty prírodných vied Konštantína Filozofa v Nitre Libor Vozár a na úspešnej organizácii a hladkom priebehu konferencie sa okrem Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti podieľala Fakulta prírodných vied Univerzity Konštantína Filozofa v Nitre a Štatistický úrad Slovenskej republiky, konkrétne pracovisko v Nitre.

Česť otvoriť 16. Slovenskú demografickú konferenciu pripadla predsedkyni Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti Ivete Stankovičovej. Svojim príhovorom pozdravil účastníkov konferencie aj predseda Štatistického úradu Slovenskej republiky Alexander Ballek, predseda Nitrianskeho samosprávneho kraja Milan Belica, primátor mesta Nitra Jozef Dvonč a dekana fakulty prírodných vied UKF v Nitre Libor Vozár.

Po plenárnej prednáške profesora Beloslava Riečana nasledoval samotný program konferencie, ktorý organizátori rozdelili do troch blokov. V prvom bolo prezentovaných celkovo sedem príspevkov nadväzujúcich z viacerých aspektov na predchádzajúci workshop k SODB 2021. Z tematického hľadiska išlo o problematiku územných a sídelných jednotiek Slovenska v kontexte sčítania, možnostiach využitia populačných rastrov za účelom prezentácie výsledkov sčítaní. V ďalších prednáškach sa autori zamerali na otázku kvality demografických analýz v programoch hospodárskeho a sociálneho rozvoja obcí,

problematiku migrácie, ako aj proces odkladania a rekuperácie rodinných a reprodukčných zámerov v regionálnom kontexte na Slovensku. Pracovný program prvého dňa zavŕšila bohatá a podnetná panelová diskusia.



Obr. 1 Pohľad na účastníkov konferencie počas otvorenia



Obr. 2 Pohľad na účastníkov konferencie v sále

Druhý deň konferencie priniesol bohatý a rôznorodý program prednášok. Autori v prvom bloku rozoberali problematiku krízy manželstva, regionálnych rozdielov plodnosti v historickej perspektíve, venovali sa deťom narodeným v zahraničí, ako aj projekciám obyvateľstva krajov ČR, či analýze pohlavnej a vekovej štruktúry populácie okresu Trenčín. Tretí blok prednášok otvorila prezentácia na tému domácností seniorov - jednotlivcov v dvoch najväčších mestách Slovenska. Ďalej bola prezentovaná analýza vyplácania sociálnych dávok na Slovensku v kontexte dôchodkových systémov a problematika predlžovania vzdelávania.

Bohatý program, kvalitné prednášky s rôznym tematickým zameraním spolu s početnou účasťou potvrdili, že Slovenská demografická konferencia patrí svojou povahou, obsahovým zameraním k najdôležitejším a najväčším akciám demografickej povahy na Slovensku a predstavuje významný priestor na prehĺbovanie poznania v tejto oblasti a jej príbuzných disciplínach.

Vybrané príspevky a abstrakty príspevkov sú uverejnené v zborníku príspevkov a abstraktov, ktorý je širokej verejnosti prístupný na stránkach Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti www.ssds.sk.

Z prednesených príspevkov a z diskusie k nim vyplynuli nasledujúce závery:

- 1 V súvislosti s pripravovaným SODB 2021 pociťujeme nutnosť intenzívnejšie zapojiť širšiu vedeckú a odbornú verejnosť do formulovania obsahových prvkov budúceho sčítania, tak aby získané informácie dokázali v čo najväčšej miere zodpovedať praktickým, ako aj novým potrebám vedy a spoločnosti.
- 2 Konferencia potvrdila veľký význam analýz zameraných na regionálne aspekty demografického správania na Slovensku a ďalších s tým spojených faktorov, javov a procesov.
- 3 Prezentácie, ako aj diskusie zúčastnených identifikovali existenciu značných regionálnych rozdielov v reprodukčnom a rodinnom správaní, pričom v niektorých aspektoch dokonca dochádza v čase k určitým divergentným trendom a tým k prehĺbovaniu regionálnych diferencií.
- 4 Vo vedeckej sfére sa poukazuje na potrebu kreovania nových územných a sídelných jednotiek, ktoré by lepšie odrážali zmeny v urbánných systémoch.
- 5 Konferenčné príspevky prezentovali veľký potenciál nových metód priestorovej diseminácie údajov prostredníctvom rastrových metód, ktorým by mala byť venovaná väčšia pozornosť.
- 6 Všetky regióny Slovenska vykazujú viaceré znaky transformácie reprodukčného a rodinného správania. Model reprodukcie sa výrazne zmenil, došlo k jeho pluralizácii, pričom aj na samotnej regionálnej úrovni dochádza v niektorých aspektoch k diferenciácii. Preto pociťujeme potrebu venovať zvýšenú pozornosť ďalšiemu vývoju, ktorý môže významným

spôsobom formovať ďalšie aspekty regionálneho populačného vývoja a hlavných populačných štruktúr.

- 7 Divergentné trendy spolu s odlišným reprodukčným správaním, ako aj populačnými štruktúrami poukazujú na potrebu formulovania vhodných a regionálne špecifických opatrení sociálnych a rodinných politík reflektujúcich existenciu charakteru populačného vývoja.
- 8 Globalizačné trendy v postmoderných spoločnostiach sa odrážajú vo viacerých aspektoch rodinného a reprodukčného správania. Ich výsledkom je okrem iného dynamizácia priestorových pohybov, ktoré sa významnou mierou podieľajú na mieste realizácie demografických udalostí, čím vznikajú viaceré problémy spojené s ich identifikáciou a štatistickým podchytením. Konferencia poukázala, že ako hlavný problém Slovenska sa ukazujú byť deti narodené v zahraničí matkám s trvalým pobytom na Slovensku. Vzhľadom na nezanedbateľné zastúpenie týchto udalostí v kombinácii s nejednotným a nejednoznačným prístupom, ako sa k tomuto javu pristupuje v ostatných členských štátoch sa preto domnievame, že je potrebné tejto problematike venovať zvýšenú pozornosť a v spolupráci s EUROSTATom dospieť k uspokojivému riešeniu.



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	apríl 2017 / 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

Pripravované akcie v roku 2017 / Upcoming Events in Year 2017

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 Terchová
26. medzinárodný seminár Výpočtová štatistika 2017 26th international seminar Computational Statistics 2016	7. – 8. 12. 2017 / 7 – 8 December 2017 Bratislava
Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov 2017 Review of Papers of Young Statisticians and Demographers	7. – 8. 12. 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

Priemerované zmiešané logaritmické rozdelenia Typu 1a

Averaged mixed logarithmic distributions Type 1a

Samuel Hudec..... 1

Voľba metódy odhadu produkčnej medzery Slovenskej republiky ako nástroja pre predikciu inflácie

Selecting Method to Estimate Output Gap of the Slovak Republic as a Tool for Predicting Inflation

Martin Kameník, Ľubica Štiblárová 8

Predikcia lapsusu použitím penalizovanej logistickej regresie

Lapse Prediction Using Penalized Logistic Regression

Lukáš Sobíšek, Mária Stachová, Pavol Kráľ 19

Význam IKT v práci a zamestnaní v rokoch 2005 a 2015 z hľadiska pohlavia, veku, vzdelania, sektora a veľkosti sídla

Importance of ICT for work in 2005 and 2015 in terms of gender, age, education level, sector and size of settlement

Peter Szabo..... 31

Odkladanie a rekuperácia rodinných a reprodukčných zámerov v regionálnom kontexte na Slovensku

Postponement and recuperation of family and reproductive purposes in a regional context in Slovakia

Branislav Šprocha 40

Zo života SŠDS/From Life of SSDS

Pár slov o konferencii Nitrianske štatistické dni 2017

A few words about the conference Statistical Days in Nitra 2017

Janka Medová, Anna Tirpáková 57

Pohľady na ekonomiku Slovenska 2017 – informácia o konaní 17. ročníka konferencie

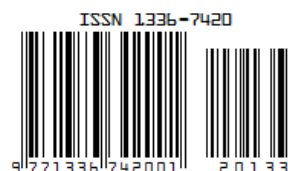
Views on Economy of Slovakia 2017 - Information about the 17th conference

Peter Mach, Iveta Stankovičová 59

Demografi v Nitre: 16. Slovenská demografická konferencia

Demographers in Nitra: 16th Slovak Demographic Conference

Branislav Šprocha 63



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