

Štatistický úrad Slovenskej republiky  
The Statistical Office of the Slovak Republic

# SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA a DEMOGRAFIA

SLOVAK STATISTICS  
and DEMOGRAPHY

vedecký časopis/scientific journal

2/2014  
ročník 24



ŠTATISTICKÝ  
ÚRAD  
SLOVENSKEJ  
REPUBLIKY

ISSN 1210-1095

## SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA A DEMOGRAFIA

Vydáva Štatistický úrad Slovenskej republiky. Recenzovaný vedecký časopis založený v roku 1991. Od roku 2014 sú jednotlivé čísla dostupné čitateľskej verejnosti s trojmesačným odstupom aj v elektronickej forme na [www.statistics.sk](http://www.statistics.sk).

## SLOVAK STATISTICS AND DEMOGRAPHY

Issued by the Statistical Office of the Slovak Republic. The scientific peer-reviewed journal founded in 1991. From 2014 individual copies of the journal will be available to readers at intervals of three-months also in electronic form at the website [www.statistics.sk](http://www.statistics.sk).

### Poverená výkonná redaktorka Nominee Executive Editor

Zuzana Štukovská

### Jazyková redaktorka Language Editor

Silvia Duchková

### Grafický návrh obálky Graphic layout of the cover

Klára Smutná

### Adresa redakcie Address of Editorial Office

Slovenská štatistika a demografia  
Štatistický úrad SR  
Miletičova 3  
824 67 Bratislava  
Slovenská republika

### E-mailová adresa E-mail adress

SSaD@statistics.sk

## Redakčná rada/Editorial Board

**Ľudmila Ivančíková** (predsedníčka/chairwoman)  
Štatistický úrad SR/Statistical Office of the SR

**Pavol Baláž**  
Štatistik/Statistician

**František Bernadič**  
Štatistický úrad SR/Statistical Office of the SR

**Mikuláš Cár**  
Národná banka Slovenska/  
National bank of Slovakia

**Ján Haluška**  
INFOSTAT Bratislava/INFOSTAT Bratislava

**Ivan Janiga**  
Slovenská technická univerzita v Bratislave/  
Slovak University of Technology in Bratislava

**Milan Olexa**  
Ekonomická univerzita v Bratislave/  
University of Economics in Bratislava

**Rastislav Potocký**  
Fakulta matematiky, fyziky a informatiky Univerzity Komenského v Bratislave/  
Faculty of Mathematics, Physics and Informatics, Comenius University in Bratislava

**Eva Rublíková**  
Ekonomická univerzita v Bratislave/  
University of Economics in Bratislava

**Erik Šoltés**  
Ekonomická univerzita v Bratislave/  
University of Economics in Bratislava

**Marianna Štalmašková**  
Štatistický úrad SR/Statistical Office of the SR

**Pavol Tišliar**  
Filozofická fakulta Univerzity Komenského v Bratislave/Faculty of Philosophy, Comenius University in Bratislava

**Boris Vaňo**  
Výskumné demografické centrum,  
INFOSTAT Bratislava/Demographic Research Centre, INFOSTAT Bratislava



## OBSAH/CONTENTS

### I. VEDECKÉ ČLÁNKY/SCIENTIFIC ARTICLES

- Eva KOTLEBOVÁ, Ivan LÁSKA** **3**  
 VYUŽITIE BAYESOVSKÉHO PRÍSTUPU PRI ODHADE PODIELU A MOŽNOSTI JEHO APLIKÁCIE V EKONOMICKEJ PRAXI  
 UTILIZATION OF THE BAYESIAN APPROACH IN POPULATION PROPORTIONS' ESTIMATION AND POSSIBILITIES OF ITS APPLICATION IN BUSINESS PRACTICE
- Ján HALUŠKA, Mikuláš CÁR** **18**  
 KOINTEGRAČNÝ PRÍSTUP K MODELOVANIU VÝVOJA CENY BÝVANIA V SR  
 CO-INTEGRATION APPROACH TO MODELING OF HOUSING PRICES DEVELOPMENT IN SLOVAKIA
- Marcela KÁČEROVÁ, Radka HORVÁTHOVÁ** **33**  
 ZAHRANIČNÁ MIGRÁCIA SLOVENSKA – DEMOGRAFICKÉ A PRIESTOROVÉ ASPEKTY  
 INTERNATIONAL MIGRATION OF SLOVAKIA – DEMOGRAPHIC AND SPATIAL ASPECTS
- Šárka ŠUSTOVÁ, Eliška ZYKMUNDOVÁ** **52**  
 PRACUJÍ, A PŘESTO JSOU CHUDÍ  
 Srovnávací analýza pracujících chudých v Česku a na Slovensku podle dat z výběrového šetření EU-SILC  
 POOR, DESPITE WORKING  
 Comparative analysis of working poor in the Czech Republic and the Slovak Republic based on EU-SILC data
- Róbert VLAČUHA** **67**  
 STRATÉGIA EURÓPA 2020 – CHUDOBA A SOCIÁLNE VYLÚČENIE  
 STRATEGY EUROPE 2020 – POVERTY AND SOCIAL EXCLUSION

### II. INFORMÁCIE/INFORMATION

- Alena GERHARDOVÁ/Zuzana ŠTUKOVSKÁ** **81**  
 ŠTATISTICI PRIPRAVUJÚ EURÓPSKE ZISŤOVANIE O ZDRAVÍ  
 STATISTICIANS PREPARE THE EUROPEAN HEALTH INTERVIEW SURVEY  
 Rozhovor/Interview
- Zuzana PODMANICKÁ** **84**  
 ŠPROCHA, B. – VAŇO, B. – BLEHA, B.: PROGNÓZA VÝVOJA OBYVATEĽSTVA V OKRESOCH SLOVENSKEJ REPUBLIKY DO ROKU 2035  
 ŠPROCHA, B. – VAŇO, B. – BLEHA, B.: PREDICTION OF POPULATION DEVELOPMENT IN THE DISTRICTS OF SLOVAK REPUBLIC UNTIL 2035  
 Recenzia publikácie/Review of publication

**ZAZNAMENALI SME/NOTICED**

**86**

*Január 2014/January 2014*

SEMINÁR O MODERNIZÁCII EURÓPSKYCH ŠTATISTÍK, VALENCIA  
WORKSHOP ABOUT MODERNIZATION EUROPEAN STATISTICS, VALENCIA

*Marec 2014/March 2014*

VYŠIEL ZBORNÍK PRÍSPEVKOV Z MEDZINÁRODNEJ VEDECKEJ KONFERENCIE  
Potrebuje ešte Slovensko po sčítaní 2011 ďalší cenzus?  
PROCEEDING FROM INTERNATIONAL SCIENTIFIC CONFERENCE "After the  
2011 Census does Slovakia still need another one?" WAS PUBLISHED

KONČÍ SA PROJEKT SČÍTANIE OBYVATEĽOV, DOMOV A BYTOV 2011  
THE PROJECT 2011 POPULATION AND HOUSING CENSUS IS ENDING

**Eva KOTLEBOVÁ**

**Katedra štatistiky Fakulty hospodárskej informatiky, Ekonomická univerzita v Bratislave**

**Ivan LÁSKA**

**TREXIMA Bratislava, s. r. o.**

## **VYUŽITIE BAYESOVSKÉHO PRÍSTUPU PRI ODHADE PODIELU A MOŽNOSTI JEHO APLIKÁCIE V EKONOMICKEJ PRAXI**

### **UTILIZATION OF THE BAYESIAN APPROACH IN POPULATION PROPORTIONS´ ESTIMATION AND POSSIBILITIES OF ITS APPLICATION IN BUSINESS PRACTICE**

#### **ABSTRAKT**

Príspevok sa zaoberá bodovým odhadom parametra  $\pi$  binomického rozdelenia. V porovnaní so štandardným prístupom, v ktorom sa na jeho odhad používa výberový podiel, bayesovský prístup zohľadňuje aj iné dostupné informácie o skúmanom probléme. Na bodový odhad podielu sa v bayesovskej štatistike využíva konjugovaný systém binomické/beta.

V príspevku sa ako kritérium kvality bodového odhadu používa stredná kvadratická chyba. Ukázali sme, že sa prostredníctvom vhodnej voľby parametrov apriórneho rozdelenia vždy dá nájsť taký interval, na ktorom je stredná kvadratická chyba bayesovského bodového odhadu menšia ako stredná kvadratická chyba klasického bodového odhadu. Navrhli sme algoritmus na stanovenie bayesovského odhadu na vopred stanovenom intervale.

#### **ABSTRACT**

The article deals with the point estimation of binomial proportion. In comparison with the classical approach, bayesian approach takes into account another source of information about the problem. In bayesian statistics, the conjugated family binomial/beta is used for the proportion´s estimation.

In the article, the mean square error was used as the estimation´s criterion of quality. We proved, that if prior parameters´ values are appropriately determined, there exists interval, within which the bayesian point estimation has smaller mean square error than the classical one. We designed algorithm for evaluating the bayesian point estimation.

#### **KLÚČOVÉ SLOVÁ**

bodový odhad, bayesovský prístup, apriórne rozdelenie, konjugovaný systém, stredná kvadratická chyba

#### **KEY WORDS**

point estimation, bayesian approach, prior distribution, conjugate family, mean square error

#### **1. ÚVOD**

V ekonomickej praxi je mimoriadne dôležité vedieť čo najpresnejšie predvídať kvantitatívny rozmer ekonomických javov, aby sme vedeli stanoviť optimálnu

stratégiu pre akúkoľvek činnosť. Odhad podielu štatistických jednotiek s určitou vlastnosťou nie je len abstraktnou matematickou kategóriou, ale má aj mnohé konkrétne ekonomické podoby. Napríklad podiel nekvalitných výrobkov z produkcie vyrobenej na novej výrobnéj linke môže byť rozhodujúcim kritériom na posúdenie vhodnosti nákupu takejto výrobnéj linky, ale aj na stanovenie dodatočných záruk pre spotrebiteľa nad štandardný rámec vyplývajúci zo zákona. Alebo podiel nespokojných zákazníkov z tých, ktorí si kúpili konkrétny produkt, môže byť podkladom na zmenu parametrov produktu, prípadne servisu spojeného s kúpou produktu. Uvedené príklady majú isté spoločné črty: sledovaný podiel sa nedá presne vypočítať (okrem iného preto, že by sme museli započítať aj budúcich klientov alebo výrobky, ktoré sa ešte len budú vyrábať), môžeme ho len odhadnúť na základe údajov, ktoré získame z reprezentatívnej vzorky – výberového súboru. Pomocou metód štatistickej indukcie sa dá sledovaný podiel pomerne jednoducho odhadnúť jedným číslom – bodom alebo intervalom s vopred zvolenou spoľahlivosťou. Je zrejmé, že aj keď ide o (relatívne malé) číslo z intervalu (0;1), aj nepatrná nepresnosť v jeho odhade môže mať výrazný vplyv na výsledný ekonomický efekt. Počet výrobkov sa môže počítať na státisíce, počet zákazníkov v desiatkach tisíc, takže nepresnosť pri odhade podielu čo len o jednu stotinu môže absolútne počty posunúť o tisícky alebo stovky. A to ešte nebol započítaný finančný efekt jednotlivých javov. Presný odhad podielu je teda kľúčovou otázkou pri riešení rôznych ekonomických úloh a je potrebné venovať mu adekvátnu pozornosť. Náš príspevok sa zaoberá najmä teoretickým aspektom riešenia nastoleného problému, pričom z našich zistení rezultuje návrh konkrétneho algoritmu na stanovenie kvalitného bodového odhadu uvedeného parametra.

## 2. VLASTNOSTI BODOVÉHO ODHADU A ICH VZÁJOMNÁ SÚVISLOSŤ

Bodovým odhadom neznámeho parametra  $\Theta$  rozumieme takú výberovú charakteristiku  $U_n$ , ktorá má isté požadované vlastnosti. Okrem neskreslenosti, konzistentnosti a výdatnosti, ktoré sa považujú za „štandardné“ a sú uvedené v každej učebnici štatistiky, sa pri podrobnejších analýzach zvyčajne požadujú ešte aj postačujúcosť a robustnosť [10]. My sme sa zaoberali prvou a treťou z týchto vlastností, pretože sú najdôležitejšie a istým spôsobom prepojené, pričom táto súvislosť v praxi nie vždy zaručuje pozitívny efekt. Uvedieme najskôr definície týchto vlastností.

Výberovú charakteristiku  $U_n$  považujeme za neskreslený odhad parametra  $\Theta$ , ak platí:  $E(U_n) = \Theta$  (stredná hodnota výberovej štatistiky sa rovná odhadovanému parametru).

Výberovú charakteristiku  $U_n$  považujeme za výdatný odhad parametra  $\Theta$ , ak má spomedzi všetkých neskreslených odhadov najmenší rozptyl.

Neskreslenosť je teda nevyhnutnou podmienkou pre výdatnosť. To znamená, že ak je bodový odhad čo len nepatrne skreslený, automaticky nemôže byť ani výdatným odhadom. Takéto prepojenie dvoch uvedených vlastností však môže viesť k uprednostneniu charakteristiky s neúmerne veľkou variabilitou pred charakteristikou, ktorá je síce nepatrne skreslená, ale vzhľadom na malú variabilitu môžu všetky jej hodnoty byť bližšie k skutočnej hodnote odhadovaného parametra ako u preferovanej charakteristiky.

Na elimináciu možnosti nastania opísanej situácie je rozumné vziať do úvahy obidve uvažované vlastnosti a za optimálny bodový odhad považovať taký, ktorý nie je priveľmi skreslený a súčasne nemá priveľkú variabilitu. Takto voľne formulovanú požiadavku presnejšie vyjadruje stredná kvadratická chyba odhadu (mean square error), ktorá je súčtom rozptylu a druhej mocniny skreslenia uvažovaného odhadu:

$$MSE(U_n) = E[(\Theta - U_n)^2] = D(U_n) + \Delta_n^2. \quad (1)$$

V uvedenom vzorci  $D(U_n)$  označuje rozptyl charakteristiky, ktorá je bodovým odhadom, a  $\Delta_n = E(U_n) - \Theta$  označuje skreslenie odhadu. Za lepšiu odhad považujeme ten, ktorý má nižšiu kvadratickú chybu.

Naším cieľom je teda nájsť taký bayesovský bodový odhad parametra  $\pi$ , ktorého stredná kvadratická chyba je menšia ako stredná kvadratická chyba klasického bodového odhadu.

### 3. PRINCÍP BAYESOVSKÉJ ŠTATISTIKY

Bayesovská štatistika predstavuje alternatívny prístup k riešeniu problémov štatistickej indukcie. V porovnaní s klasickým prístupom berie do úvahy popri údajoch z výberového súboru aj ďalší druh informácie, ktorá pochádza z iných zdrojov (z predchádzajúcich zisťovaní, podobných prieskumov, dlhodobých skúseností erudovaných odborníkov atď.). Názov *apriórna informácia* súvisí s tým, že ju máme k dispozícii spravidla ešte pred samotným výberovým zisťovaním.

Z matematického hľadiska je bayesovská štatistika o niečo komplikovanejšia ako klasická induktívna štatistika. Odhadovaný parameter sa totiž považuje za náhodnú premennú, čo si vyžaduje o niečo vyššiu mieru abstraktného myslenia ako pri klasickom prístupe, v ktorom sa odhadovaný parameter považuje za jedno číslo. Rozdelenie uvažovanej náhodnej premennej sa aktualizuje vplyvom údajov z výberového súboru.

Apriórnu predstavu o odhadovanom parametri modelujeme pomocou apriórneho rozdelenia. Zapracovanie údajov z výberového zisťovania vedie k tzv. aposteriornému rozdeleniu, ktoré je podkladom na induktívne závery.

Bayesovská induktívna štatistika vychádza z Bayesovej vety o podmienenej pravdepodobnosti. Popri diskretnej verzii sa často uvádza spojitá verzia:

$$f_{\Theta}(\theta | \mathbf{x}) = \frac{f(\mathbf{x} | \theta) \cdot f_{\Theta}(\theta)}{\int_{\Theta} f(\mathbf{x} | \theta) \cdot f_{\Theta}(\theta) d\theta}, \quad (2)$$

v ktorej

$f_{\Theta}(\theta)$  označuje apriórnu hustotu odhadovaného parametra  $\Theta$ ,

$f_{\Theta}(\theta | \mathbf{x})$  označuje aposteriórnu hustotu parametra  $\Theta$ ,

$f(\mathbf{x} | \theta)$  je funkcia vierohodnosti.

Na odvodenie rôznych pravidiel a vzťahov v bayesovskej štatistike sa viac využíva zjednodušený tvar, v ktorom je vzťah rovnosti nahradený vzťahom proporcionality ( $\propto$ ):

$$f_{\Theta}(\theta | \mathbf{x}) \propto f(\mathbf{x} | \theta) \cdot f_{\Theta}(\theta), \quad (3)$$

ktorý jednoduchšie a názornejšie ukazuje súvislosti medzi uvedenými rozdeleniami – v aposteriórnej hustote sú obsiahnuté obidve informácie, na základe ktorých bola vytvorená: apriórna informácia, reprezentovaná apriórnou hustotou, a údaje pochádzajúce z náhodného výberu, reprezentované funkciou vierohodnosti.

Ak je apriórne rozdelenie a aposteriórne rozdelenie rovnakého typu, hovoríme, že tvoria konjugované rozdelenie k rozdeleniu, z ktorého pochádza náhodný výber. Využitie konjugovaných systémov hustôt ([3], [10], [11]) umožňuje pomerne jednoduché stanovenie hodnôt parametrov aposteriórneho rozdelenia, pretože existujú odvodené vzorce, do ktorých stačí dosadiť parametre apriórneho rozdelenia a hodnoty niektorých výberových charakteristík.

Medzi najznámejšie a najčastejšie využívané konjugované systémy patria tieto (v názve je ako prvé uvedené rozdelenie, z ktorého pochádza náhodný výber, druhé je apriórne, resp. aposteriórne rozdelenie odhadovaného parametra): binomické/beta, Poissonovo/gama a normálne/normálne.

Bodovým odhadom parametra  $\Theta$  je niektorá charakteristika aposteriórneho rozdelenia – najčastejšie je to jeho stredná hodnota, niekedy sa však na odhad používa medián, prípadne modus aposteriórneho rozdelenia (konkrétny výber charakteristiky závisí od tzv. stratovej funkcie [11], [14]).

V príspevku sme sa venovali prvému z uvedených konjugovaných systémov, pretože ten sa používa na odhad parametra  $\pi$  binomického (alternatívneho) rozdelenia.

#### 4. BAYESOVSKÝ ODHAD PODIELU S VYUŽITÍM STREDNEJ KVADRATICKEJ CHYBY ODHADU

V ďalšom texte budeme využívať symboliku zodpovedajúcu konjugovanému systému binomické/beta – namiesto všeobecného označenia parametra  $\Theta$  budeme používať symbol  $\pi$ .

Najskôr uvedieme základné poznatky o danom konjugovanom systéme (vzorce, ktoré platia pre uvedený konjugovaný systém, sú odvodené napríklad v [3], [7], [11]):

Ak výber pochádza z binomického rozdelenia ( $X \approx Bi(n; \pi)$ ) s odhadovaným parametrom  $\pi$ , pričom apriórne rozdelenie tohto parametra je rozdelenie beta s parametrami  $a, b$  ( $\pi \approx Be(a; b)$ ), tak aposteriórne rozdelenie parametra  $\pi$  je tiež beta rozdelenie s parametrami  $a', b'$  ( $\pi | \mathbf{x} \approx Be(a'; b')$ ), pre ktoré platia vzťahy

$$a' = a + x, \quad (4)$$



$$b' = b + n - x, \quad (5)$$

kde  $n$  označuje rozsah výberového súboru a  $x$  je počet pokusov, v ktorých nastala uvažovaná udalosť. Základné charakteristiky (apriórneho) rozdelenia beta sú dané vzťahmi

$$E(\pi) = \frac{a}{a+b}, \quad (6)$$

$$D(\pi) = \frac{ab}{(a+b)^2(a+b+1)}. \quad (7)$$

Potom pre strednú hodnotu aposteriórneho rozdelenia platí

$$E(\pi / \mathbf{x}) = \frac{a+x}{a+x+b+n-x} = \frac{a+x}{a+b+n}. \quad (8)$$

Tento vzťah je bayesovským bodovým odhadom podielu  $\pi$  v základnom súbore (označujeme  $\hat{\pi}_B$ ).

Keďže v príspevku porovnávame kvalitu klasického a bayesovského odhadu, pripomenieme niektoré vzťahy, ktoré sa týkajú klasického bodového odhadu podielu  $\pi$  v základnom súbore, ktorým je výberový podiel  $p$ . Pre túto výberovú charakteristiku platí

$$E(p) = \pi, \quad (9)$$

$$D(p) = \frac{\pi \cdot (1-\pi)}{n}. \quad (10)$$

Ako sme už uviedli, ako kritérium porovnania odhadov sme stanovili strednú kvadratickú chybu. Pre klasický odhad – výberový podiel  $p$  – sa rovná rozptylu tejto charakteristiky, pretože tento odhad je neskreslený, takže druhý sčítanec vo vzťahu (1) má hodnotu 0:

$$MSE(p) = D(p) = \frac{\pi \cdot (1-\pi)}{n}. \quad (11)$$

Stredná hodnota bayesovského bodového odhadu  $\hat{\pi}_B = \frac{a+x}{a+b+n}$  má tvar

$$E(\hat{\pi}_B) = E\left(\frac{a+x}{a+b+n}\right) = \frac{a+n\pi}{a+b+n}, \quad (12)$$

z ktorého je zrejmé, že ide o skreslený odhad, pretože výraz sa nerovná odhadovanému parametru  $\pi$ .

Rozptyl premennej  $\hat{\pi}_B$  možno vyjadriť takto:

$$\begin{aligned} D(\hat{\pi}_B) &= D\left(\frac{a+x}{a+b+n}\right) = \frac{1}{(a+b+n)^2} \cdot [D(a) + D(x)] = \\ &= \frac{1}{(a+b+n)^2} \cdot (0 + n\pi(1-\pi)) = \frac{n\pi(1-\pi)}{(a+b+n)^2}. \end{aligned} \quad (13)$$

Keďže pre kladné čísla  $a, b$  platí

$$\frac{n\pi(1-\pi)}{(a+b+n)^2} < \frac{\pi(1-\pi)}{n}, \quad (14)$$

bayesovský bodový odhad má menší rozptyl ako klasický bodový odhad. Pomocou vzťahov (12) a (13) možno vyjadriť strednú kvadratickú chybu bayesovského odhadu  $\hat{\pi}_B$  takto:

$$MSE(\hat{\pi}_B) = \frac{n\pi(1-\pi)}{(a+b+n)^2} + \left(\frac{a+n\pi}{a+b+n} - \pi\right)^2 = \frac{n\pi(1-\pi)}{(a+b+n)^2} + \left(\frac{a-(a+b)\pi}{a+b+n}\right)^2. \quad (15)$$

Zaoberali sme sa hľadáním takých okolností, za ktorých je táto veličina menšia ako stredná kvadratická chyba výberového podielu (klasického bodového odhadu), teda za ktorých je bayesovský bodový odhad podielu kvalitnejší ako klasický. Stanovenú požiadavku možno formálne vyjadriť v tvare

$$MSE(\hat{\pi}_B) < MSE(p), \quad (16)$$

resp.

$$\frac{n\pi(1-\pi)}{(a+b+n)^2} + \left(\frac{a-(a+b)\pi}{a+b+n}\right)^2 < \frac{\pi \cdot (1-\pi)}{n}. \quad (17)$$

Ako vidíme, vo vzťahu je viacero premenných, ktorých hodnoty môžu zaručiť jeho platnosť. My sme sa sústredili na nájdenie podmienok pre parametre  $a, b$  apriórneho rozdelenia, ktoré môžeme vo väčšine prípadov ako jediné relevantne ovplyvniť.

Modelovanie apriórnej predstavy o odhadovanom parametri  $\pi$  pomocou beta rozdelenia nie je také jednoduché, ako to vyzerá na prvý pohľad (toto rozdelenie je mimoriadne flexibilné, čo je na jednej strane výhodné, ale na druhej strane aj nepatrná zmena hodnoty niektorého parametra môže dosť výrazne zmeniť jeho podobu). Ak by sme presne poznali strednú hodnotu a rozptyl tohto rozdelenia, riešením sústavy dvoch rovníc o dvoch neznámych (vzťahy (6) a (7)) by sme bez problémov mohli vypočítať hodnoty jeho parametrov. Spravidla vieme pomerne presne navrhnúť strednú hodnotu, ale predstava o variabilite už nie je taká jasná. Pritom existuje nekonečný počet dvojíc  $a, b$ , ktoré vedú k rovnakej strednej hodnote

apriórneho rozdelenia beta, ale variabilita každého z týchto rozdelení je iná. Pokúsili sme sa nájsť optimálne z nich.

Najskôr sme zisťovali, či vôbec existuje nejaké apriórne rozdelenie, pri ktorom je nerovnosť (17) splnená. Ukázalo sa, že ak by sme si zvolili parametre  $a, b$  tak, aby sa stredná hodnota apriórneho rozdelenia rovnala hodnote odhadovaného

parametra  $\pi$  ( $\frac{a}{a+b} = \pi \Rightarrow b = \frac{a}{\pi} - a$ ), nerovnosť by platila:

$$\begin{aligned} MSE(\hat{\pi}_B) &= \frac{n\pi(1-\pi)}{(a + \frac{a}{\pi} - a + n)^2} + \left( \frac{a - \frac{a}{\pi} \cdot \pi}{a + \frac{a}{\pi} - a + n} \right)^2 = \frac{n\pi(1-\pi)}{(\frac{a}{\pi} + n)^2} = \frac{n\pi^3(1-\pi)}{(a + n\pi)^2} = \frac{n\pi^3(1-\pi)}{n^2(\frac{a}{n} + \pi)^2} = \\ &= \frac{\pi(1-\pi)}{n} \cdot \frac{\pi^2}{(\frac{a}{n} + \pi)^2} < \frac{\pi(1-\pi)}{n} \text{ pre kladné hodnoty } a, n. \end{aligned}$$

Samozrejme, podmienka, podľa ktorej apriórna stredná hodnota sa priamo rovná odhadovanému parametru, je čisto teoretická, stačila nám však na potvrdenie faktu, že apriórne rozdelenie s požadovanou vlastnosťou vždy existuje.

Naše ďalšie úvahy súviseli s hľadaním takých apriórnych rozdelení, ktoré (popri splnení požadovanej nerovnosti) mali strednú hodnotu odlišnú od  $\pi$ .

Kvôli jednoduchším odvodeniám sme namiesto dvojice parametrov  $a, b$  pracovali s premennými

$$s = \frac{a}{a+b} \text{ (stredná hodnota apriórneho rozdelenia),}$$

$$q = \frac{a}{s} \text{ (tento parameter je nepriamo úmerný rozptylu apriórneho rozdelenia).}$$

Pri tomto označení platí:

$$a = qs \tag{18}$$

$$b = q - qs \tag{19}$$

$$a + b = q. \tag{20}$$

Premenné  $s, q$  dosadíme do nerovnosti (17):

$$\frac{n\pi(1-\pi)}{(q+n)^2} + \left( \frac{qs - q\pi}{q+n} \right)^2 < \frac{\pi(1-\pi)}{n}. \tag{21}$$

Po niekoľkých jednoduchých úpravách nerovnosti dostaneme vyjadrenie

$$(s - \pi)^2 < \pi(1 - \pi) \cdot \frac{q + 2n}{nq}, \quad (22)$$

ktoré môžeme zapísať aj v tvare

$$|s - \pi| < \sqrt{\pi(1 - \pi) \cdot \frac{q + 2n}{nq}}. \quad (23)$$

Posledná nerovnosť názorne ukazuje, že požadovaná podmienka (17) je splnená pre také apriórne rozdelenia, ktorých stredná hodnota  $s$  leží v intervale

$$\left( \pi - \sqrt{\pi(1 - \pi) \cdot \frac{q + 2n}{nq}}; \pi + \sqrt{\pi(1 - \pi) \cdot \frac{q + 2n}{nq}} \right). \quad (24)$$

Ak by sme namiesto nerovnosti (21) upraveni rovnosť, výsledkom by boli krajné body uvedeného intervalu, v ktorých sa stredné kvadratické chyby oboch odhadov (klasického a bayesovského) rovnajú.

Získali sme tak určitú predstavu o jednom (transformovanom) parametri  $s$  apriórneho rozdelenia.

Z uvažovanej rovnice možno vyjadriť aj premennú  $q$ :

$$q = \frac{2n\pi(1 - \pi)}{n(s - \pi)^2 - \pi(1 - \pi)}. \quad (25)$$

Táto rovnosť platí na hraniciach intervalu (24), teda v prípade, že sa stredné kvadratické chyby oboch odhadov rovnajú.

Poznanie súvislostí medzi všetkými premennými nám umožnilo nájsť pomerne jednoduchý algoritmus na určenie bayesovského bodového odhadu na základe jednoduchej apriórnej predstavy a výberových údajov.

## 5. POSTUP VÝPOČTU BAYESOVSKÉHO BODOVÉHO ODHADU

Ako sme už uviedli, apriórne predstavy o odhadovanom parametri  $\pi$  bývajú často problematické z hľadiska variability. Oveľa jednoduchšie je predstaviť si interval, v ktorom hľadaný parameter „určite“ leží. Naším cieľom je dosiahnuť, aby celý tento interval bol pokrytý intervalom, na ktorom je bayesovský bodový odhad lepší ako klasický.

Ak teda (apriórne) predpokladáme, že hľadaný parameter  $\pi$  leží v nejakom intervale  $(\pi_{\min}, \pi_{\max})$ , budeme stred tohto intervalu považovať za strednú hodnotu  $s$  apriórneho rozdelenia.

Ďalej vyčíslime hodnotu  $q$  zo vzťahu (25), do ktorého za  $n$  dosadíme aktuálny rozsah výberového súboru a za  $\pi$  jednu z hraníc intervalu  $(\pi_{\min}, \pi_{\max})$  – tú, ktorá je vzdialenejšia od stredu intervalu (0;1) (dôvod takejto voľby je obsahom ďalšej časti). Tak bude apriórne rozdelenie jednoznačne definované a na určenie bayesovského bodového odhadu možno použiť vzťah (8).

Načrtnutý postup možno realizovať v týchto krokoch:

1. Na základe apriórnej predstavy stanovíme interval  $(\pi_{\min}, \pi_{\max})$ .
2. Vypočítame strednú hodnotu apriórneho rozdelenia:  $s = \frac{\pi_{\min} + \pi_{\max}}{2}$ .
3. Vypočítame hodnotu parametra  $q$  zo vzťahu  $q = \frac{2n\pi(1-\pi)}{n(\pi-s)^2 - \pi(1-\pi)}$ , pričom za  $\pi$  dosadíme tú hranicu intervalu  $(\pi_{\min}; \pi_{\max})$ , ktorá je vzdialenejšia od čísla 0,5.
4. Vyčíslime hodnoty parametrov apriórneho rozdelenia:  $a = qs; b = q - qs$ .
5. Určíme bayesovský bodový odhad parametra  $\pi$ :  $\hat{\pi}_B = \frac{a + x}{a + b + n}$ .

Uvedený algoritmus možno skrátiť, ak v jednotlivých vzorcoch postupne podosadzujeme jednotlivé premenné (postupujeme odzadu). Dostaneme jeden vzorec

$$\hat{\pi}_B = \frac{\pi_{\max} + \pi_{\min} + \frac{x}{n} \left[ \frac{n(\pi_{\max} - \pi_{\min})^2}{4\pi(1-\pi)} - 1 \right]}{\frac{n(\pi_{\max} - \pi_{\min})^2}{4\pi(1-\pi)} + 1}, \quad (26)$$

do ktorého treba dosadiť 5 premenných:  $x, n$  zodpovedajú výsledku výberového zisťovania,  $\pi_{\min}, \pi_{\max}$  vyplývajú z apriórnej predstavy a za  $\pi$  je potrebné dosadiť vzdialenejšiu hranicu intervalu  $(\pi_{\min}, \pi_{\max})$  od 0,5. Odhad (26) má zaručene nižšiu hodnotu strednej kvadratickej chyby na intervale  $(\pi_{\min}, \pi_{\max})$  ako výberový podiel.

Na odvodený vzorec sa možno pozrieť aj z iného uhla pohľadu: bayesovský prístup sa pri riešení štatistických problémov nevyužíva tak často, ako by bolo žiaduce. Jedným z dôvodov je komplikovaný matematický aparát s vysokou mierou abstrakcie, ktorý bayesovská štatistika využíva. Prezentovaný vzorec možno využiť aj bez toho, že by bolo treba poznať jeho „históriu“ alebo okolnosti, za ktorých vznikol. Stačí ho akceptovať.

## 5.1 Voľba vhodnej hranice intervalu pri určovaní parametrov apriórneho rozdelenia

V tejto časti zdôvodníme, prečo je potrebné v 3. kroku prezentovaného algoritmu dosadiť za  $\pi$  tú hranicu intervalu  $(\pi_{\min}, \pi_{\max})$ , ktorá je vzdialenejšia od čísla 0,5.

Označme túto hranicu ako  $\pi_1$ , druhá hranica bude potom  $\pi_2$ . Keďže stredná hodnota apriórneho rozdelenia  $s$  je v 2. kroku algoritmu stanovená ako stred intervalu  $(\pi_{\min}, \pi_{\max})$ , je zrejmé, že je rovnako vzdialená od jeho hraníc ( $|s - \pi_{\min}| = |s - \pi_{\max}|$ ), čo platí aj pre inak označené hranice:

$$|s - \pi_1| = |s - \pi_2|. \quad (26)$$

Rozhodnutie o výbere vhodnej hranice, ktorú treba dosadiť za  $\pi$  v 3. kroku algoritmu, súvisí s priebehom funkcie, ktorej funkčný predpis je uvedený pod odmocninou na pravej strane nerovnosti (23). Aj keď sa v danom výraze vyskytujú rôzne premenné, my ju považujeme za funkciu premennej  $\pi$ , pričom  $n$  a  $q$  sú parametre. Môžeme ju teda zapísať v tvare

$$f(\pi) = \pi(1 - \pi) \cdot \frac{q + 2n}{nq}. \quad (27)$$

Ako vidíme, pre pevne zvolené hodnoty parametrov  $n$  a  $q$  je to konkávna kvadratická funkcia s vrcholom v bode 0,5, z čoho je zrejmé, že pre argument vzdialenejší od bodu 0,5 (na smere vzdialenosti nezáleží) má menšiu funkčnú hodnotu ako v bode, ktorý je bližšie k bodu 0,5. Preto v súlade s našim označením platí

$$\pi_1(1 - \pi_1) \cdot \frac{q + 2n}{nq} < \pi_2(1 - \pi_2) \cdot \frac{q + 2n}{nq}, \quad (28)$$

odkiaľ

$$\sqrt{\pi_1(1 - \pi_1) \cdot \frac{q + 2n}{nq}} < \sqrt{\pi_2(1 - \pi_2) \cdot \frac{q + 2n}{nq}}. \quad (29)$$

Ako sme už uviedli, po dosadení konkrétneho  $\pi$  do vzťahu (25) dostaneme  $q$ , ktoré vedie k bayesovskému bodovému odhadu s rovnakou strednou kvadratickou chybou, ako je stredná kvadratická chyba klasického bodového odhadu (ľavá a pravá strana nerovnice (23) sa rovnajú).

Takže ak za  $\pi$  dosadíme hranicu  $\pi_1$ , platí rovnosť

$$|s - \pi_1| = \sqrt{\pi_1(1 - \pi_1) \cdot \frac{q + 2n}{nq}}. \quad (30)$$

Z (26), (29) a (30) dostaneme vzťah:

$$|s - \pi_2| = |s - \pi_1| = \sqrt{\pi_1(1 - \pi_1) \cdot \frac{q + 2n}{nq}} < \sqrt{\pi_2(1 - \pi_2) \cdot \frac{q + 2n}{nq}}, \quad (31)$$

z ktorého vidíme, že podmienka (23) je splnená aj pre druhú hranicu intervalu ( $\pi_2$ ). Samozrejme, platí aj pre všetky vnútorné body uvažovaného intervalu, pretože ich vzdialenosť od  $s$  je menšia ako polovica šírky intervalu

$$|s - \pi| < |s - \pi_1|. \quad (32)$$

Ak by sme za  $\pi$  v 3. kroku algoritmu dosadili hodnotu  $\pi_2$ , rovnosť medzi stranami nerovnice (23) by bola splnená pre  $\pi_2$ :

$$|s - \pi_2| = \sqrt{\pi_2(1 - \pi_2) \cdot \frac{q + 2n}{nq}}. \quad (33)$$

V tom prípade by podmienky (26), (29) a (33) viedli k vzťahu

$$|s - \pi_1| = |s - \pi_2| = \sqrt{\pi_2(1 - \pi_2) \cdot \frac{q + 2n}{nq}} > \sqrt{\pi_1(1 - \pi_1) \cdot \frac{q + 2n}{nq}}, \quad (34)$$

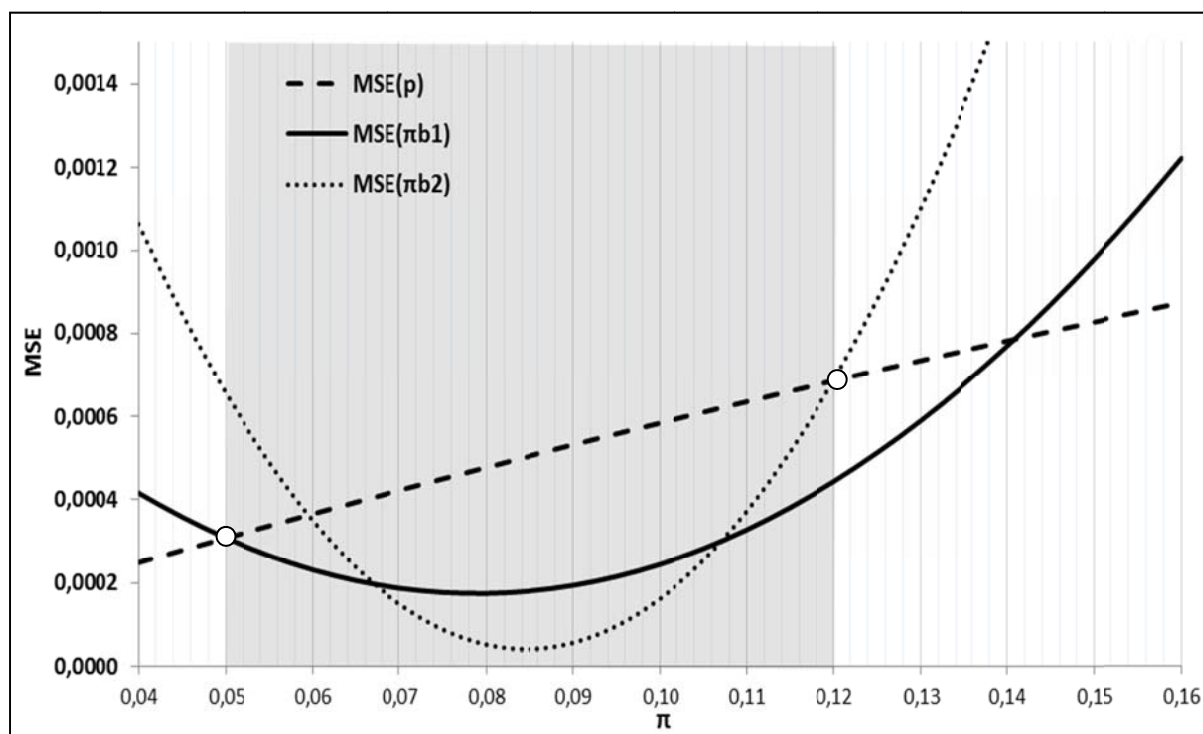
z ktorého je zrejmé, že v druhom krajnom bode intervalu platí opačná nerovnosť. To znamená, že v takomto prípade interval ( $\pi_{\min}; \pi_{\max}$ ) nie je podmnožinou intervalu, na ktorom je bayesovský bodový odhad lepší.

Z uvedeného je zrejmé, že ak chceme na intervale ( $\pi_{\min}; \pi_{\max}$ ) dosiahnuť nižšiu hodnotu strednej kvadratickej chyby bayesovského bodového odhadu, ako je stredná kvadratická chyba klasického bodového odhadu, je potrebné v 3. kroku algoritmu dosadiť za  $\pi$  do vzťahu (25) tú hranicu intervalu ( $\pi_{\min}; \pi_{\max}$ ), ktorá je vzdialenejšia od čísla 0,5.

Opísané súvislosti sme znázornili graficky pre konkrétne (hypotetické) údaje:  $\pi_{\min} = 0,05$ ,  $\pi_{\max} = 0,12$ ,  $n = 154$ ,  $x = 12$ . Na obrázku 1 sú grafy troch rôznych stredných kvadratických chýb:  $MSE(p)$  je stredná kvadratická chyba klasického bodového odhadu,  $MSE(\pi b1)$ , resp.  $MSE(\pi b2)$  je stredná kvadratická chyba bayesovského bodového odhadu pri dosadení čísla 0,05, resp. 0,12 za  $\pi$ .

Podmienka (23) je splnená pri tých intervaloch, kde grafy stredných kvadratických chýb bayesovského odhadu ležia pod grafom strednej kvadratickej chyby klasického bodového odhadu.

Ako vidíme, voľba vzdialenejšej hranice od 0,5 vedie k splneniu podmienky (23) pri širšom intervale, ako je potrebné. Naproti tomu voľbou druhej hranice intervalu dostaneme interval, ktorý je vlastnou podmnožinou intervalu (0,05; 0,12).

**Obrázok č. 1: Porovnanie stredných kvadratických chýb klasického a bayesovského bodového odhadu**

Zdroj: vlastné výpočty

## 6. BAYESOVSKÝ BODOVÝ ODHAD PODIELU ZÁKAZNÍKOV REAGUJÚCICH NA REKLAMNÚ KAMPAŇ

Tento príklad je len ilustratívny, pretože sme nepracovali s reálnymi údajmi. Uvádzané hodnoty však približne zodpovedajú skúsenostiam ľudí pracujúcich v danej sfére.

Predstavme si, že istá spoločnosť zaoberajúca sa predajom výživových doplnkov má v úmysle uviesť na trh nový produkt. Jeho cena nie je zanedbateľná, preto je pre firmu mimoriadne dôležité odhadnúť počet predaných kusov balení. Na propagáciu produktu je navrhnutá reklamná kampaň, ktorá je založená na inom princípe ako doterajšie kampane (preto je aj podstatne drahšia). Kľúčovou otázkou pre firmu je odhadnúť podiel zákazníkov, ktorí zareagujú pozitívne na kampaň (kúpia si daný produkt).

Doterajšie reklamné kampane boli viac alebo menej úspešné – podiel klientov, ktorí si kúpili produkt, sa pohyboval od 15 % do 33 %. Vzhľadom na nové prvky v reklamnej kampani sa očakáva pozitívny ohlas u väčšej časti klientov – marketingoví odborníci spoločnosti odhadli percento úspešnosti vyššie ako 20 %, pričom tento podiel by nemal presiahnuť 35 %.

Uvedené podiely môžu poslúžiť ako minimálna a maximálna hranica intervalu, ktorým modelujeme apriórnu predstavu, teda označíme:  $\pi_{\min} = 0,2$ ,  $\pi_{\max} = 0,35$ .

Ďalej predpokladajme, že prebehla „pokusná“ kampaň – prezentácia, na ktorej sa zúčastnilo 118 náhodne vybraných potenciálnych kupujúcich, pričom 29 z nich si



kúpilo ponúkaný produkt. Tieto údaje môžeme vyjadriť pomocou používanej symboliky:  $n = 118$ ,  $x = 29$ .

Štvorica zaznamenaných čísel stačí na výpočet hodnoty bayesovského odhadu pomocou vzorca (26), pričom za  $\pi$  dosadíme dolnú hranicu intervalu (číslo 0,2):

$$\hat{\pi}_B = \frac{0,35 + 0,2 + \frac{29}{118} \left[ \frac{118 \cdot (0,35 - 0,2)^2}{4 \cdot 0,2 \cdot (1 - 0,2)} - 1 \right]}{\frac{118 \cdot (0,35 - 0,2)^2}{4 \cdot 0,2 \cdot (1 - 0,2)} + 1} = 0,266355376 .$$

Podľa vypočítanej hodnoty na reklamnú kampaň pozitívne zareaguje 26,64 % oslovených ľudí.

Na porovnanie určíme aj klasický odhad – výberový podiel:  $p = \frac{29}{118} = 0,24576271$ , ktorý zodpovedá 24,58 % úspešnosti.

Ako vidíme, bayesovský odhad je o niečo optimistickejší – je v ňom zohľadnená nielen informácia z kampane, ale aj apriórna predstava, reprezentovaná apriórnou strednou hodnotou – stredom intervalu (0,2; 0,35), teda číslom 0,275.

Pri porovnávaní obidvoch odhadov si treba uvedomiť, že ak sa skutočná hodnota úspešnosti nachádza v intervale (0,2; 0,35), tak bayesovský bodový odhad má nižšiu strednú kvadratickú chybu ako výberový podiel, s čím je spojená menšia pravdepodobnosť výraznejšej chyby pri odhade.

Výsledok, ktorý sme dostali využitím vzorca (26), potvrdzuje známy fakt, ktorý platí v bayesovskej štatistike všeobecne: bayesovský odhad je kompromisom medzi hodnotami, ktoré pochádzajú z výberového zisťovania, a hodnotami reprezentujúcimi apriórnu informáciu. Pritom platí, že čím je rozsah výberového súboru väčší, tým je výsledok bližší hodnote pochádzajúcej z výberového zisťovania, teda ku klasickému bodovému odhadu.

## 7. ZÁVER

Uvedený príklad ilustroval jednoduchosť algoritmu na stanovenie bayesovského bodového odhadu, ktorý sme navrhli a zdôvodnili v predchádzajúcich častiach. Ako sme už uviedli, vzorec je použiteľný vždy, keď je (okrem výberových údajov) k dispozícii veľmi jednoduchá apriórna predstava o odhadovanom podiele, ktorú nie je potrebné matematicky modelovať nejakým rozdelením. Tým sa do určitej miery eliminuje nevýhoda bayesovského prístupu, ktorou je náročný matematický aparát. Na druhej strane akceptovanie apriórnej informácie v porovnaní s klasickým prístupom vedie k presnejšiemu (teda kvalitnejšiemu) odhadu.

## LITERATÚRA

- [1] BAKYTOVÁ, H. – HÁTLE, J. – NOVÁK, I. – UGRON, M. Statistická indukce pro ekonomy. Praha: SNTL, ALFA, 1986, ISBN 99-00-00135-X.
- [2] BERNARDO, JOSÉ M. – SMITH, ADRIAN F. M. 1995. Bayesian theory. Chichester: John Wiley & Sons Ltd., 640 s., 1995.
- [3] BOLSTAD, W. M. 2004. Introduction to Bayesian statistics. New Jersey, USA: John Wiley&sons, Inc. 2004.
- [4] FREUND, J. E. 1992. Mathematical statistics. New Jersey: Prentice-Hall, International, 1992.
- [5] GARTHWAITE, P. H. – JOLLIFFE, I. – JONES, B. 1995. Statistical Inference. Prentice-Hall International, Inc., 1995.
- [6] HORÁKOVÁ, G. – HUŤKA, V.: Teória pravdepodobnosti 1. Bratislava: Vyd. EKONÓM, 2002.
- [7] KOTLEBOVÁ, E. 2009. Bayesovská štatistická indukcia v ekonomických aplikáciách. Bratislava: Vyd. EKONÓM, 2009.
- [8] LÁSKA, I. 2013. Porovnanie klasického a bayesovského prístupu pri riešení problémov štatistickej indukcie. Bratislava: Diplomová práca (FHI EU).
- [9] LEE, PETER, M. 1989. Bayesian statistics. New York: Oxford University Press, 1989.
- [10] PACÁKOVÁ, V. a kol. 2012. Štatistická indukcia pre ekonómov. Bratislava: Vyd. EKONÓM, 2012.
- [11] PACÁKOVÁ, V. 2004. Aplikovaná poistná štatistika. Bratislava: IURA EDITION, 2004.
- [12] PFAFFENBERGER, R. C. – PATTERSON, J. H. 1987. Statistical Methods (For business and Economics). Illinois: IRWIN, 1987.
- [13] ŠOLTÉS, E. 2009. Modely kredibility na výpočet poistného. Bratislava: Vyd. EKONÓM, 2009.
- [14] TEREK, M. 2003. Úvod do analýzy rozhodovania a bayesovskej indukcie. Bratislava: Vyd. EKONÓM, 2003.

## RESUMÉ

V príspevku je prezentovaný bayesovský prístup k bodovému odhadu podielu v základnom súbore. Okrem výberových údajov, ktoré sú jediným zdrojom informácie pri klasickom prístupe, sa berie do úvahy aj informácia pochádzajúca z iných zdrojov ako z výberového zisťovania (tzv. apriórna informácia).

V bayesovskej štatistike sa na odhad podielu bežne využíva konjugovaný systém binomické/beta, ktorý je v príspevku modifikovaný v tom zmysle, že ako kritérium kvality bodového odhadu sa používa stredná kvadratická chyba.

Bolo dokázané, že vždy existuje interval, na ktorom je stredná kvadratická chyba bayesovského odhadu nižšia ako stredná kvadratická chyba klasického odhadu. Tento teoretický poznatok viedol k algoritmu, pomocou ktorého sa dá vypočítať bayesovský bodový odhad na základe jednoduchej apriórnej predstavy, podľa ktorej odhadovaný parameter leží v nejakom konkrétnom intervale. Algoritmus bol prezentovaný na hypotetických údajoch marketingových aktivít firmy zaoberajúcej sa predajom výživových doplnkov.

## RESUME

In the article, the bayesian approach to the population proportions' point estimation is presented. Besides the sample data, which is the only source of information in the

classical statistical inference, bayesian statistics takes into account another information, so-called prior information.

In bayesian statistics, the conjugate family binomial/beta is used for the population proportions' estimation. This principle is in the article modified in terms of using the mean square error as the main criterion of the quality.

It was proved, that there exists interval, within which the mean square error of the bayesian point estimation is smaller than the mean square error of the classical point estimation (the sample proportion). This knowledge led to the algorithm for evaluating the bayesian point estimation on the base of the simple prior vision (that the population proportion is between particular borders). The algorithm was applied on the hypothetical data of marketing activities of the firm transacted with food additives.

### **PROFESIJNÉ ŽIVOTOPISY**

**RNDr. Eva Kotlebová, PhD.**, je absolventkou Matematicko-fyzikálnej fakulty Univerzity Komenského v Bratislave (vedecký smer matematika – teória systémov). Po ukončení vysokoškolského štúdia bola tri roky na študijnom pobyte na Katedre štatistiky Fakulty riadenia Vysoké školy ekonomickej v Bratislave. Potom pôsobila niekoľko rokov ako stredoškolská učiteľka matematiky na gymnáziu v Bratislave. Od roku 2003 pracuje na Katedre štatistiky Fakulty hospodárskej informatiky v Bratislave. V roku 2008 ukončila doktorandské štúdium. Venuje sa štatistickej indukcii, bayesovskej štatistike a aplikácii štatistických metód v poisťovníctve.

**Ing. Ivan Láska** ukončil prvý stupeň vysokoškolského štúdia v študijnom odbore aplikovaná matematika. Inžinierske štúdium absolvoval na Fakulte hospodárskej informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave, počas ktorého získal viaceré ocenenia (Cena rektora Ekonomickej univerzity v Bratislave, Cena dekana Fakulty hospodárskej informatiky, 1. miesto vo fakultnom kole ŠVOČ). Od roku 2013 je študentom doktorandského štúdia na tejto fakulte v odbore kvantitatívne metódy v ekonómii. Súčasne pracuje ako analytik v spoločnosti Trexima Bratislava. Venuje sa bayesovskej štatistike, analýzam zamestnanosti a prognózovaniu potrieb trhu práce.

### **KONTAKT**

eva.kotlebova@gmail.com

ivo.laska@gmail.com

**Ján HALUŠKA**  
**INFOSTAT – Inštitút informatiky a štatistiky**

**Mikuláš CĀR**  
**Národná banka Slovenska**

## **KOINTEGRAČNÝ PRÍSTUP K MODELOVANIU VÝVOJA CENY BÝVANIA V SR**

### **CO-INTEGRATION APPROACH TO MODELING OF HOUSING PRICES DEVELOPMENT IN SLOVAKIA**

#### **ABSTRAKT**

Trh s bývaním v SR má relatívne krátku históriu, počas ktorej sa vývoj cien domov a bytov vyznačoval značnou volatilitou. V predkrízovom období zaznamenali tieto ceny veľmi dynamický rast, kríza však spôsobila ich pokles, ktorý ešte stále pokračuje. Zatiaľ čo v SR sú také výrazné zmeny vo vývoji cien bývania nepochybne novým javom, vo vyspelých trhových ekonomikách ide o jav, ktorý sa periodicky opakuje. V dôsledku toho je už takmer 20 rokov motívom aj pre ekonometrické modelovanie. Ceny nehnuteľností totiž výrazne ovplyvňujú nielen správanie ekonomických subjektov, ale aj úroveň aktivity v súvisiacich odvetviach, preto modelovanie a prognózovanie vývoja týchto cien má mimoriadny význam. Cieľom príspevku je prezentovať výsledky empirickej analýzy vývoja cien bývania v SR, ktoré boli získané na základe skúmania kointegrácie relevantných časových radov a konštrukcie modelu s korekčným členom.

#### **ABSTRACT**

Housing market in Slovakia is characterized by a relatively short history, during which the development of house prices has experienced a significant volatility. In the precrisis period these prices experienced very dynamic growth, however, the crisis caused their decline, which still continues. While in Slovakia so significant changes in the prices of housing represent undoubtedly a new phenomenon, in developed market economies it is a phenomenon that is repeated periodically. As a result, it has become a subject of econometric modelling already for almost last 20 years. The reason for that is that house prices affect significantly not only the behaviour of economic agents, but also the level of economic activity in related sectors. Consequently, modelling and forecasting of house prices is of special importance. The aim of this paper is to present the results of empirical analysis of development in housing prices in Slovakia, which were obtained by examining the co-integration of time series of relevant indicators and building an econometric model with error correction term.

#### **KLÚČOVÉ SLOVÁ**

vývoj cien bývania, princíp kointegrácie, model s korekčným členom

#### **KEY WORDS**

development of housing prices, the co-integration principle, model with correction term

## 1. ÚVOD

Na Slovensku sa začal reálny trh s bývaním rozvíjať v podstate až na prelome tisícročí. Rozhodujúcim momentom pre jeho vznik bola očividne rastúca výkonnosť slovenskej ekonomiky po roku 2000, čo sa prejavilo aj na zlepšovaní príjmovej situácie obyvateľstva a tiež na vytváraní pozitívnych očakávaní do budúcnosti. K dynamizácii trhu s bývaním prispel aj rozvoj hypotekárneho bankovníctva, ktoré postupne výrazne rozširovalo úverové možnosti pre záujemcov o bývanie. Významný vplyv na slovenský trh s bývaním mal tiež vstup Slovenska do Európskej únie v roku 2004, čo sa prejavilo vo výraznom raste aktivít na trhu s bývaním a v pomerne dynamickom raste priemerných cien bývania v predvstupovom období. Na prelome rokov 2004 a 2005 však nastal na Slovensku pomerne prudký prepád priemerných cien bývania<sup>1</sup>. Od druhej polovice roku 2005 došlo k stupňovaniu dynamiky rastu priemerných cien domov a bytov, ktorá dosiahla vrchol v 2. štvrtroku 2008. Následné znižovanie priemerných cien bývania bolo na začiatku dosť dynamické, ale postupne nadobúdalo takmer podobu stagnácie. Vzhľadom na charakteristiku doterajšieho vývoja cien bývania na Slovensku nie je jednoduché nájsť takú skupinu faktorov, pomocou ktorých by sa dal univerzálne opísať pomerne rôznorodý vývoj priemerných cien bývania na celej doterajšej časovej trajektórii.

Na analyzovanie a modelovanie vývoja cien nehnuteľností na bývanie možno zvoliť viaceré prístupy. Zjednodušený pohľad môže vychádzať buď z predpokladu, že všetko sa dá bez problémov mechanicky spočítať a odhadnúť, alebo na druhej strane možno uviesť veľa limitov, ktorými sa dá úplne spochybníť použitie modelového prístupu pri hodnotení doterajšieho a odhadovaní možného vývoja cien bývania. Dnešná úroveň poznania aj praktické skúsenosti ponúkajú pomerne sofistikovaný prístup k analýze vývoja cien bývania založený na princípoch skúmania kointegrácie, ktorý vedie ku konštrukcii modelu s korekčným členom. Praktické skúsenosti favorizujú tento prístup hlavne preto, lebo vychádza z predpokladu, že vývoj jednotlivých časových radov je spätý s teoreticky zdôvodniteľným ekonomickým vzťahom, ktorý sa v dlhodobom horizonte nerozchádza. Avšak aj výsledky získané týmto prístupom musia byť neustále verifikované, či sa nerozchádzajú s realitou.

Relatívne krátka a pomerne búrlivá história slovenského trhu s bývaním evokuje úvahu o tom, nakoľko použiteľný môže byť modelový prístup pri analyzovaní a prognózovaní vývoja cien bývania. Preto cieľom autorov tohto príspevku je vybrať logicky zmysluplné faktory, identifikovať vhodnú funkciu definujúcu vzťah medzi cenou a jednotlivými determinantmi, odhadnúť ich koeficienty určujúce silu ich vplyvu na cenu a nakoniec posúdiť vhodnosť vytvoreného ekonometrického modelu na prípadné prognózovanie vývoja cien bývania na najbližšie obdobie.

## 2. ČASOVÉ RADY SKÚMANÝCH UKAZOVATEĽOV, ICH VÝVOJ A ŠTATISTICKÉ VLASTNOSTI

Pri prvotnej úvahe o analýze vývoja cien bývania sa ponúka pomerne široká škála faktorov, ktoré môžu s rôznou intenzitou vplývať na vytváranie finálnej ceny domov a bytov. Z globálneho pohľadu možno uvažovať o dvoch skupinách faktorov, pomocou ktorých možno opísať dopytovú a ponukovú stránku trhu s bývaním. Na

<sup>1</sup> *Samotnému vstupu SR do EÚ predchádzal zvýšený záujem domácností o obstaranie bývania v očakávaní, že po vstupe do EÚ ceny nehnuteľností výraznejšie vzrastú. Efektom davovej psychózy bol výrazný rast priemerných cien bývania v prvých troch štvrtrokoch 2004 a ich následný prudký prepád na začiatku roka 2005.*

dopytovej strane sú to v prvom rade demografické charakteristiky (počet obyvateľov, počet domácností, sobášnosť, rozvodovosť a pod.), od ktorých sa odvíja samotná potreba bývania, sociálno-ekonomické charakteristiky (dôchodková situácia, úspory a pod.), z ktorých môžu byť zaujímavé najmä tie, ktoré umožnia vytvoriť si obraz o statuse a bonite potenciálnych záujemcov o riešenie potreby bývania. Keďže výrazná časť obstarávania vlastného bývania sa v posledných rokoch rieši prostredníctvom úverových prostriedkov, do úvahy prichádzajú aj také dopytové faktory, ako sú objemy úverov celkom, úverov na bývanie, úrokové sadzby na úvery a pod. V súvislosti s ponukovou stránkou trhu s bývaním nás môžu zaujímať predovšetkým indikátory, ktoré opisujú úroveň bytovej výstavby (počet vydaných stavebných povolení, počet začatých, dokončených a rozostavaných bytov a pod.), ale aj také ukazovatele, ktoré charakterizujú bytovú výstavbu sprostredkovanú (cena stavebných prác a stavebných materiálov, objem stavebnej produkcie spojený s výstavbou bytových budov a pod.). Okrem faktorov na dopytovej a ponukovej stránke je potrebné uviesť aj rôzne psychologické vplyvy, ktoré môžu krátkodobo pomerne výrazne ovplyvniť aktivity na trhu s bývaním aj samotné ceny bývania. Pri úvahách o vhodnosti výberu faktorov je potrebné mať na zreteli aj reálnu dostupnosť údajov za dostatočne dlhé obdobie.

Skúmanie vplyvu nezávislých (exogénnych) premenných na vývoj závislej (endogénnej) premennej sa zvyčajne vo všeobecnosti rieši prostredníctvom korelačnej a regresnej analýzy. Na základe korelačnej analýzy medzi cenami bývania a vybranými dostupnými charakteristikami trhu s bývaním možno orientačne zistiť, aké silné sú vzájomné väzby medzi nimi. Pri skúmaní sily týchto väzieb počas celého sledovaného obdobia dominujú určité faktory, ktoré môžu v určitých parciálnych obdobiach strácať silu a dokonca môžu pôsobiť na ceny bývania aj s opačným znamienkom, teda nepriamo. Podľa orientačných prepočtov má na vývoj cien bývania trvalý a relatívne silný vplyv počet obyvateľov, ale hlavne počet mužov a žien vo veku od 25 do 39 rokov a následne rozostavanosť bytov. Tieto faktory silno pôsobili na vývoj cien bývania tak počas celého sledovaného obdobia od 1. štvrťroka 2004 po 3. štvrťrok 2013, ale aj separátne, teda v časoch turbulentnejšieho vývoja cien bývania (od 1. štvrťroka 2004 po 4. štvrťrok 2009), resp. v časoch relatívnej stagnácie trhu s bývaním (od 1. štvrťroka 2010 po 3. štvrťrok 2013). Dlhodobá miera vplyvu faktorov na vývoj cien bývania je viac podobná vplyvu vzájomných väzieb faktorov v turbulentných časoch ako vplyvu väzieb vybraných faktorov na ceny bývania v čase stagnácie trhu s bývaním.

Korelačná analýza síce poskytuje užitočné informácie o vzájomných väzbách medzi jednotlivými faktormi, ale je potrebné uvedomiť si, že ide skôr o informácie, ktoré sú výsledkom len jednorozmernej štatistickej analýzy. Pri skúmaní vplyvu určujúcich faktorov na cenu bývania je potrebný komplexnejší pohľad na danú problematiku aj prostredníctvom viacrozmernej štatistickej analýzy, ktorá je súčasťou modelového prístupu ku skúmaniu hromadných javov a procesov.

Identifikáciou faktorov, ktoré by sa mohli použiť na účely analýzy a modelovania vývoja cien nehnuteľností na bývanie, sa už zaoberali viaceré odborné štúdie [3, 4, 6, 12]. Spomedzi množstva faktorov, ktoré môžu vplyvať na vývoj cien bývania, sa v odborných štúdiách pozornosť zvyčajne zameriava predovšetkým na demografické charakteristiky populácie, príjmovú situáciu obyvateľstva, úvery na bývanie, úrokové sadzby, bytový fond a pod. Prostredníctvom publikovaných štúdií

o vývoji cien nehnuteľností na bývanie možno sledovať aj vývoj prístupov k analýze tejto problematiky. Prvé jednoduché pokusy o modelové prístupy k analýze cien bývania pred zhruba 40 rokmi neboli dostatočne robustné a mali veľmi slabú predikčnú schopnosť. Evidentne vysoká nestabilita odhadovaných parametrov vytvorených regresných rovníc sa pripisovala aj takým okolnostiam, ako je napríklad deregulácia finančných trhov a s ňou súvisiace zlepšovanie úverových podmienok pre úvery na bývanie, čo malo v konečnom dôsledku značný vplyv na zmeny cien bývania. Z ekonometrického pohľadu sa práve volatilita cien bývania stala veľmi zaujímavou výzvou na uplatnenie modelového prístupu ku skúmaniu tejto problematiky a na jeho ďalšie rozvíjanie. Rastúca úroveň poznania a praktické skúsenosti s viacerými prístupmi pri realizácii regresnej analýzy vyústili do poznania, že na modelovanie vývoja cien bývania v nestabilných podmienkach je vhodné použiť princíp kointegrácie pri vytváraní ekonometrického modelu s korekčným členom.

Popri inšpiratívnom charaktere dostupných štúdií k analýze a modelovaniu cien nehnuteľností na bývanie treba podotknúť aj to, že sa realizovali hlavne v prostrediach s dosť rozdielnymi podmienkami trhu s bývaním, aké sa zatiaľ zaznamenali na Slovensku. Pred niekoľkými rokmi bol urobený pokus o aplikáciu modelového prístupu ohľadom analýzy a prognózovania vývoja cien nehnuteľností na bývanie aj v podmienkach Slovenska [10]. Keďže bol k dispozícii ešte pomerne krátky časový rad vývoja cien bývania, ktorý sa navyše končil obdobím vrcholiaceho realitného boomu, odhady starostlivo vybraných parametrov vysvetľujúcich faktorov sa ukázali ako relatívne nestabilné, lebo mali tendenciu dosť výrazne sa meniť s pridaním každého nového pozorovania, preto boli použité kalibrované elasticity. Vytvorený model ECM bol ako-tak použiteľný na odhad vývoja cien bývania na najbližší štvrťrok, avšak pri strednodobej prognóze nedokázal reflektovať tlaky smerujúce k nadhodnocovaniu očakávaného vývoja cien nehnuteľností na bývanie.

V tomto príspevku je predmetom analýzy a modelovania vývoj reálnej priemernej ceny bývania v podmienkach SR, o ktorom boli v čase písania príspevku k dispozícii údaje za obdobie 1. štvrťrok 2004 až 3. štvrťrok 2013<sup>2</sup>. Ide o ukazovateľ, ktorý je odvodený ako pomer nominálnej priemernej ceny nehnuteľnosti v €/m<sup>2</sup> (*PCNB*) a priemernej inflácie (*CPI*) v jednotlivých štvrťrokoch analyzovaného obdobia. Na základe ekonomickej teórie, ale aj výsledkov aplikovaného ekonometrického výskumu v tejto oblasti spomenutých predtým možno formulovať hypotézu, že jeho vývojová tendencia je primárne determinovaná dopytom na trhu nehnuteľností. Autori príspevku vyšli z predpokladu, že dopyt na trhu s bývaním je generovaný vplyvom troch hlavných faktorov, a to:

- reálnymi disponibilnými príjmami obyvateľstva, ktoré sú odvodené ako pomer nominálnych disponibilných príjmov obyvateľstva (*YDP*) a priemernej inflácie (*CPI*),

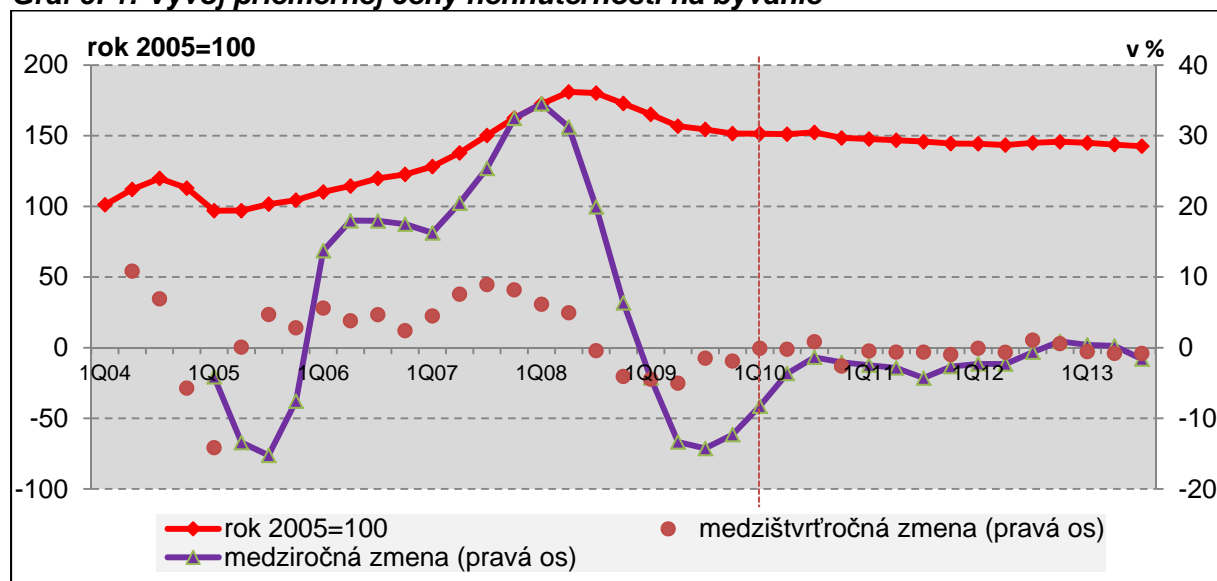
<sup>2</sup> *Východiskový časový rad obsahuje hodnoty priemernej ponukovej ceny domov a bytov, ktoré sa počítajú v súlade s pôvodnou metodikou NBS z roku 2006 a pravidelne sa zverejňujú v štvrťročných intervaloch. Nie je to síce v súlade s aktuálnou metodikou Eurostatu, uvedenou oficiálne do platnosti v roku 2013, ktorá uprednostňuje zostavovanie indexu cien nehnuteľností na bývanie z realizačných cien. Hlavným dôvodom použitia časového radu údajov o priemernej ponukovej cene je ich bežná dostupnosť na rozdiel od údajov o priemernej realizačnej cene nehnuteľností na bývanie. V prospech použitia údajov o ponukovej cene nehnuteľností na bývanie na účely modelovania hovorí aj fakt, že časový rad jej bazického indexu so základom priemer roku 2005 = 100 sa výrazne neodlišuje od vývoja časového radu bazického indexu realizačnej ceny.*

- reálnymi úvermi na bývanie poskytnutými domácnostiam, ktoré sú odvodené ako pomer nominálnej hodnoty týchto úverov (*CRH*) a priemernej inflácie (*CPI*),
- počtom obyvateľstva vo veku 25 až 39 rokov (*P2539*), ktorý je vyjadrený v pomere k celkovému počtu obyvateľstva SR (*PTOT*).

Zvolený metodologický prístup k modelovaniu však ukázal, že vývoj reálnej priemernej ceny bývania je potrebné skúmať nielen z hľadiska vplyvu dopytových faktorov, ale v širšom makroekonomickom kontexte. Inými slovami povedané, rozšírenie počtu vysvetľujúcich faktorov bolo potrebné preto, lebo len na základe dopytových faktorov nebolo možné nájsť dlhodobý rovnovážny vzťah, teda odhadnúť hľadaný kointegračný vektor. V tejto súvislosti sa okruh vysvetľujúcich faktorov rozšíril o vplyv nominálneho výmenného kurzu SKK/EUR (*REEUR*), nerovnováhy na trhu práce a ekonomickej klímy. Úroveň nerovnováhy na trhu práce je reprezentovaná priemerným počtom nezamestnaných osôb registrovaných na úradoch práce (*LUREG*) a ekonomická klíma je vyjadrená indikátorom ekonomickeho sentimentu (*IES*).

Východiskom analýzy boli časové rady základných indexov vybraných ukazovateľov, ktorých základom je priemerná hodnota príslušného ukazovateľa v roku 2005, t. j. rok 2005 = 100.

**Graf č. 1: Vývoj priemernej ceny nehnuteľností na bývanie**



**Zdroj údajov: NBS, Štatistický úrad SR**

Zobrazenie medzištvrtročných, ale predovšetkým medziročných dynamík vývoja priemernej ceny nehnuteľností na bývanie potvrdzuje už spomenutý pomerne heterogénny vývoj cien bývania na Slovensku v jeho doterajšej relatívne krátkej histórii (graf č. 1). Obdobie jej pomerne turbulentného vývoja v druhej polovici predchádzajúcej dekády vystriedala etapa dlhobojšej relatívnej stagnácie priemernej ceny domov a bytov, ktorá pretrváva aj v súčasnosti. Táto skutočnosť determinovala aj výber jednotlivých nezávisle premenných pri tvorbe regresných rovníc. Pritom sa vychádzalo z určitých teoretických predpokladov a podmienok, ktoré umožnia vhodnú logickú interpretáciu kvantifikovaných vzťahov obsiahnutých vo vytváranom ekonometrickom modeli.



Kľúčovou vlastnosťou časových radov analyzovaných ukazovateľov, ktorú bolo potrebné skúmať z hľadiska zvoleného metodologického prístupu k modelovaniu, je stacionarita<sup>3</sup>. Testovanie časových radov na stacionaritu je nevyhnutné kvôli regresnej analýze. Nestacionarita časových radov totiž vedie k problému tzv. zdanlivej alebo falošnej regresie (*spurious regression*), ktorej výsledky sú bezcenné [1,8].

Stacionarita analyzovaných časových radov sa zisťovala pomocou rozšíreného (*augmented*) *Dickeyho-Fullerovho* (*ADF*) testu v programovom systéme *EViews* [x]. Výsledky uvedené v tabuľke 1 sa získali testovaním časových radov vo forme ich prirodzených logaritmov (preto sú označené malými písmenami), keďže dlhodobý rovnovážny vzťah je *log-lineárny*. Symbol  $\Delta$  znamená, že ide o 1. diferenciu príslušného časového radu ( $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$ ). Na základe výsledkov *ADF* testu možno konštatovať, že časové rady všetkých analyzovaných ukazovateľov sú nestacionárne, t. j. vykazujú prítomnosť tzv. jednotkového koreňa (*unit root*). Presnejšie povedané, ide o integrované časové rady typu *I(1)*, čo znamená, že časové rady ich 1. diferencií sú stacionárne, teda typu *I(0)*.

**Tabuľka č. 1: Test jednotkového koreňa**

	pcnb/cpi	ydp/cpi	crh/cpi	p2539/ptot	reeur	lureg	ies
ADF	-1.842	-2.800	-3.404	-1.307	-0.723	-1.847	-3.033
	$\Delta(\text{pcnb/cpi})$	$\Delta(\text{ydp/cpi})$	$\Delta(\text{crh/cpi})$	$\Delta(\text{p2539/ptot})$	$\Delta\text{reeur}$	$\Delta\text{lureg}$	$\Delta\text{ies}$
ADF	-4.126*	-6.646*	-5.152*	-3.972**	-4.370*	-3.909*	-4.047*

Poznámky: (a) Označenia \*, resp. \*\* vyjadrujú, že nulová hypotéza o prítomnosti jednotkového koreňa je odmietnutá na hladine významnosti 1 %, resp. 5 %. (b) Hodnoty *ADF* testov pre údaje vo forme úrovně sú vypočítané z regresí s konštantou a časovým trendom, pre údaje vo forme 1. diferencií z regresí len s konštantou.

### 3. KONCEPT KOINTEGRÁCIE A KONŠTRUKCIA MODELU S KOREKČNÝM ČLENOM

Pre ekonometrické modelovanie nestacionárnych časových radov má kľúčový význam koncept kointegrácie, ktorý formulovali *R. Engle* a *C. Granger* [5]. Ukázali, že vzájomný vzťah kointegrovaných premenných možno vyjadriť pomocou modelu s mechanizmom korekcie chyby (*Error Correction Mechanism – ECM*). Chybou sa rozumie odklon kointegrovaných premenných z trajektórie ich dlhodobej rovnováhy. Mechanizmus slúži na korekciu tohto odklonu vtedy, keď medzi kointegrovanými premennými vznikne (krátkodobo) nerovnovážny stav, k čomu v praxi dochádza veľmi často. Model s korekčným členom tým umožňuje prepojiť skúmanie krátkodobej dynamiky kointegrovaných premenných s ich dlhodobou rovnováhou. Koncept kointegrácie v podstate predstavuje formálny návod na testovanie a odhad dlhodobých vzťahov medzi (makro)ekonomickými premennými.

Pri konštrukcii modelu s korekčným členom pre vývoj reálnej priemernej ceny bývania v SR sa využil algoritmus, ktorý tvorí postupnosť dvoch krokov. V 1. kroku sa odhadne dlhodobý rovnovážny vzťah medzi (vecne príbuznými) nestacionárnymi

<sup>3</sup> Časový rad sa vo všeobecnosti považuje za stacionárny, ak sú jeho stochastické vlastnosti invariantné voči času, t. j. jeho priemer, rozptyl a kovariancia nezávisia od času. Inými slovami, napriek pribúdajúcemu počtu pozorovaní v časovom rade nemajú uvedené tri opisné charakteristiky tendenciu meniť sa (rásť alebo klesať).

premennými, ktorého špecifikácia vychádza z ekonomickej teórie. Časový rad rezíduí vyplývajúci z dlhodobého modelového vzťahu je teda stacionárny a odhadnuté parametre dlhodobého vzťahu sú zložkami hľadaného kointegračného vektora. V 2. kroku sa pomocou časového radu rezíduí oneskoreného o jedno obdobie odhadne ekonometrický model s korekčným členom, pomocou ktorého sa odchýlka od dlhobohj rovnováhy objavujúca sa v jednom období čiastočne alebo úplne koriguje v nasledujúcom období<sup>4</sup>.

Na testovanie kointegrácie analyzovaných časových radov, ktoré predchádza 2. kroku algoritmu, sa použil *ADF* test. Nulová hypotéza predpokladá, že časové rady premenných v dlhodobom vzťahu nie sú kointegrované, teda že časový rad rezíduí nie je stacionárny. Testovanie kointegrácie pomocou *ADF* testu je založené na porovnaní hodnoty vypočítanej *t*-štatistiky s *MacKinnonovou* kritickou hodnotou, ktorá však nie je totožná s kritickou hodnotou *ADF* testu používanou pri testovaní prítomnosti jednotkového koreňa v originálnom časovom rade<sup>5</sup>.

#### 4. MODEL S KOREKČNÝM ČLENOM PRE REÁLNU CENU BÝVANIA A JEHO INTERPRETÁCIA

Charakteristickou vlastnosťou modelov s korekčným členom je skutočnosť, že na základe identifikovanej odchýlky od dlhobohj rovnováhy medzi kointegrovanými premennými, ktorá môže vzniknúť v určitom sledovanom období, sú schopné korigovať vývoj vysvetľovanej premennej v nasledujúcom období. Odchýlky od dlhobohj rovnováhy, ktorá sa podľa ekonomickej teórie presadzuje vo vývoji kointegrovaných premenných, reprezentuje časový rad rezíduí vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu.

Parametre modelu s korekčným členom boli kvantifikované metódou najmenších štvorcov (OLS) na základe originálnych (teda sezónne neočistených) štvrtročných časových radov za obdobie od 1. štvrtroka 2005 po 3. štvrtrok 2013, teda z 35 štvrtročných pozorovaní. Vzhľadom na to, že dlhodobý rovnovážny vzťah je z hľadiska funkčného tvaru *log-lineárny*, odhadnuté parametre sú dlhodobými elasticitami. Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje vývoj medzikvartálnych, čiže krátkodobých relatívnych zmien endogénnej premennej v analyzovanom období, v závislosti od vývoja krátkodobých relatívnych zmien tých vysvetľujúcich faktorov, ktoré boli identifikované ako štatisticky významné<sup>6</sup>. Ich vplyv je však korigovaný korekčným členom.

##### 4.1 Dlhodobý rovnovážny vzťah

Pri konštrukcii modelov založených na časových radoch je logické predpokladať, že vývoj časových radov použitých premenných sa opiera o teoreticky zdôvodnené

<sup>4</sup> Synonymom pre obdobie bude v tomto prípade štvrtrok, keďže model je založený na štvrtročných časových radoch.

<sup>5</sup> Pri testovaní kointegrácie je *MacKinnonova* kritická hodnota zápornejšia a je tabelovaná pre štandardné hladiny významnosti (1 %, 5 %, 10 %) v závislosti od počtu pozorovaní použitých na odhad parametrov a od počtu vysvetľujúcich premenných v dlhodobom rovnovážnom vzťahu [11]. Ak je vypočítaná *t*-štatistika v absolútnej hodnote menšia ako príslušná kritická hodnota, znamená to, že nulová hypotéza o neexistencii kointegrácie je potrebné na príslušnej hladine významnosti zamietnuť a prijať alternatívnu hypotézu, že dané premenné sú kointegrované, teda že daný časový rad rezíduí je stacionárny.

<sup>6</sup> Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu premennej  $Z_t$  možno aproximovať pomocou diferencie jej logaritmu takto:  $d\log(Z_t) = \log(Z_t) - \log(Z_{t-1}) \approx (Z_t - Z_{t-1})/Z_{t-1}$ .

ekonomické vzťahy a že v dlhodobom časovom horizonte sa skutočný vývoj a teoretický predpoklad nerozchádzajú. Premenné sa vplyvom šokov síce môžu krátkodobo odchyliť od rovnováhy po určitú hranicu, ale v dlhodobom horizonte sa k nej vracajú.

Výsledky odhadu dlhodobého rovnovážneho vzťahu vývoja ceny bývania obsahuje tabuľka č. 2 a jeho výroková schopnosť je zobrazená na grafe č. 2.

**Tabuľka č. 2: Dlhodobý rovnovážny vzťah**

Dependent Variable: LOG(PCNB/CPI)				
Method: Least Squares				
Sample: 2005Q1 2013Q3				
Included observations: 35				
LOG(PCNB/CPI)=C(1)+C(2)*LOG(YDP/CPI)+C(3)*LOG(CRH/CPI				
+C(4)*LOG(LUREG)+C(5)*LOG(IES)+C(6)*LOG(P2539/PTOT)				
+C(7)*LOG(REEUR)*(ČAS>=2007Q2)				
+C(8)*TIME*(ČAS>=2007Q2)+C(9)*SD1+C(10)*SD3				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-8.798716	2.524528	-3.485292	0.0018
C(2)	0.236938	0.075577	3.135053	0.0044
C(3)	0.129729	0.033590	3.862166	0.0007
C(4)	-0.338494	0.039789	-8.507183	0.0000
C(5)	-0.197473	0.053628	-3.682281	0.0011
C(6)	3.076504	0.574432	5.355728	0.0000
C(7)	0.037463	0.005875	6.376546	0.0000
C(8)	-0.009737	0.001530	-6.365063	0.0000
C(9)	0.074856	0.014870	5.033912	0.0000
C(10)	0.022696	0.009825	2.310044	0.0294
R-squared	0.982028	Mean dependent variable	4.822088	
Adjusted R-squared	0.975558	S.D. dependent variable	0.134484	
S.E. of regression	0.021025	Akaike info criterion	-4.651251	
Sum squared residuals	0.011051	Schwarz criterion	-4.206866	
Log likelihood	91.39690	Hannan-Quinn criterion	-4.497850	
F-statistic	151.7841	Durbin-Watson statistic	1.680607	
Prob(F-statistic)	0.000000			

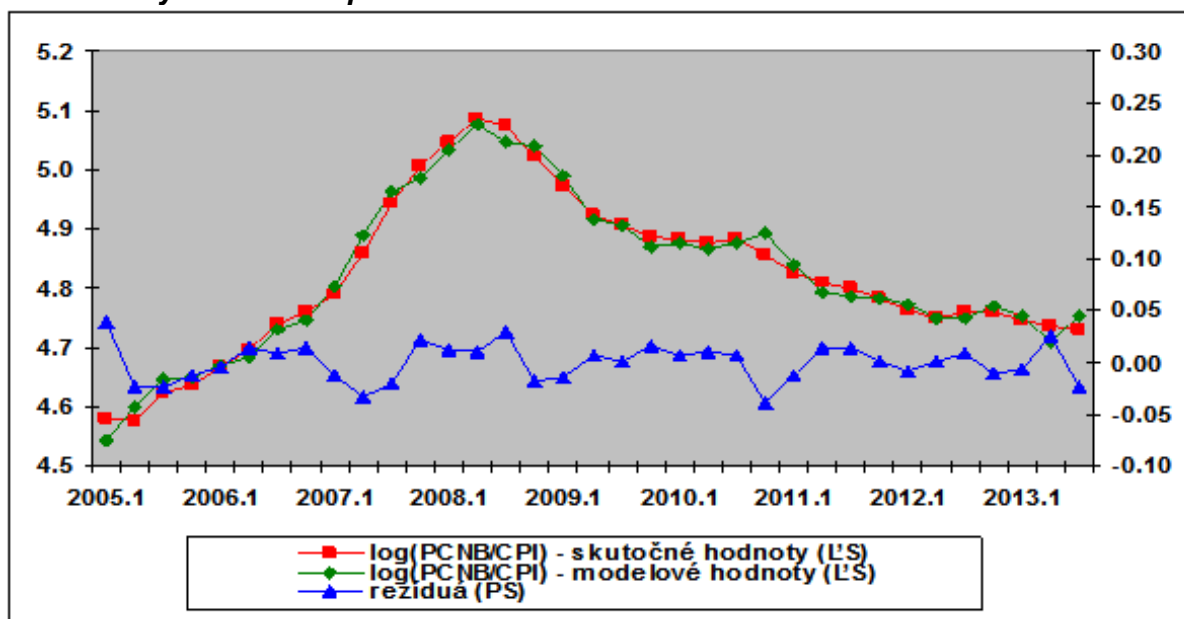
**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, NBS, výpočty autorov**

Z tabuľky 2 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj priemernej reálnej ceny bývania štatisticky významne determinovaný všetkými troma spomínanými vysvetľujúcimi faktormi dopytového charakteru, ako aj výmenným kurzom, situáciou na trhu práce a celkovou ekonomickou klímou. Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend (*TIME*), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných (bližšie nešpecifikovaných) faktorov na vývoj reálnej ceny bývania. Možno predpokladať, že ide najmä o vplyv globálnej finančnej a hospodárskej krízy, ktorá dominantne prispela k obratu vývojovej tendencie ceny bývania smerom k poklesu. Vývoj reálnej ceny bývania sa vyznačuje sezónnymi výkyvmi, a to sezónnym nárastom v 1. a 3. štvrťroku (*SD1*, *SD3*)<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> Ide o vyšší sezónny nárast závisle premennej v 1. a 3. štvrťroku oproti tým sezónnym výkyvom, ktoré sú v týchto dvoch štvrťrokoch vysvetlené sezónnosťou vo vývoji vysvetľujúcich faktorov.

Parameter  $c(2)$ , resp.  $c(3)$  vyjadruje, že pri raste/poklese reálnych disponibilných príjmov obyvateľstva, resp. objemu úverov na bývanie pre domácnosti o 1 % sa reálna cena bývania zvýši/zníži cca o 0,24 %, resp. o 0,13 % (*ceteris paribus*). Na základe parametra  $c(4)$ , resp.  $c(5)$  možno konštatovať, že vplyvom zvýšenia/zníženia počtu registrovaných nezamestnaných osôb, resp. ekonomického sentimentu o 1 % sa reálna cena bývania zníži/zvýši cca o 0,34 %, resp. o 0,20 % (*ceteris paribus*). Parameter  $c(6)$ , resp.  $c(7)$  udáva, že pri raste/poklese demografického faktora, resp. nominálneho výmenného kurzu o 1 % sa reálna cena bývania zvýši/zníži cca o 3,08 %, resp. o 0,04 % (*ceteris paribus*). Z parametra  $c(7)$  vyplýva, že všetky ostatné (bližšie nešpecifikované) faktory prispievali v analyzovanom období k poklesu reálnej ceny bývania v priemere cca o 0,97 % štvrtročne, čiže o 3,88 % ročne<sup>8</sup>.

**Graf č. 2: Výroková schopnosť dlhodobého rovnovážneho vzťahu**



Zdroj údajov: NBS, ŠÚ SR, výpočty autorov

Modelový vzťah s uvedenou špecifikáciou spĺňa všetky potrebné predpoklady na to, aby sa mohol považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi reálnou cenou bývania a danými vysvetľujúcimi premennými. Všetky jeho odhadnuté parametre sú totiž štatisticky významné a interpretovateľné a časový rad rezíduí (*RESPCNB*), ktorý z tohto vzťahu vyplýva, je podľa výsledkov *ADF* testu stacionárny. Parametre  $c(1)$  až  $c(10)$  sú teda zložkami hľadaného kointegračného vektora.

#### 4.2 Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja krátkodobých relatívnych zmien priemernej reálnej ceny bývania. Jej medzikvartálne relatívne zmeny závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien všetkých troch vysvetľujúcich faktorov dopytového charakteru. Z parametrov  $c(2)$ ,  $c(3)$  a  $c(5)$  vyplýva, že krátkodobé elasticity relatívnych zmien reálnej ceny bývania na tieto tri vysvetľujúce faktory sú menšie ako príslušné dlhodobé elasticity (prvé dva zhruba o polovicu, tretí o jednu šestinou). Z krátkodobého hľadiska sú relatívne zmeny reálnej ceny bývania štatisticky významne determinované aj medzikvartálnymi

<sup>8</sup> Vplyv nominálneho výmenného kurzu a ostatných nešpecifikovaných faktorov je štatisticky významný od 2. štvrtroka 2007.

relatívnymi zmenami počtu registrovaných nezamestnaných osôb. Krátkodobá elasticita relatívnych zmien reálnej ceny bývania na tento vysvetľujúci faktor sa od príslušnej dlhodobej elasticity odlišuje len minimálne. Krátkodobé relatívne zmeny reálnej ceny bývania podliehajú aj vplyvu zotrvačnosti (parameter  $c(6)$ ) a vyznačujú sa sezónnym zrýchlením rastu v 1. a 3. štvrťroku<sup>9</sup>.

Výsledky odhadu modelového vzťahu v tvare ECM obsahuje tabuľka č. 3 a jeho výroková schopnosť je zobrazená na grafe č. 3.

**Tabuľka č. 3: Modelový vzťah v tvare ECM**

Dependent Variable: DLOG(PCNB/CPI)

Method: Least Squares  
Sample: 2005Q2 2013Q3  
Included observations: 34

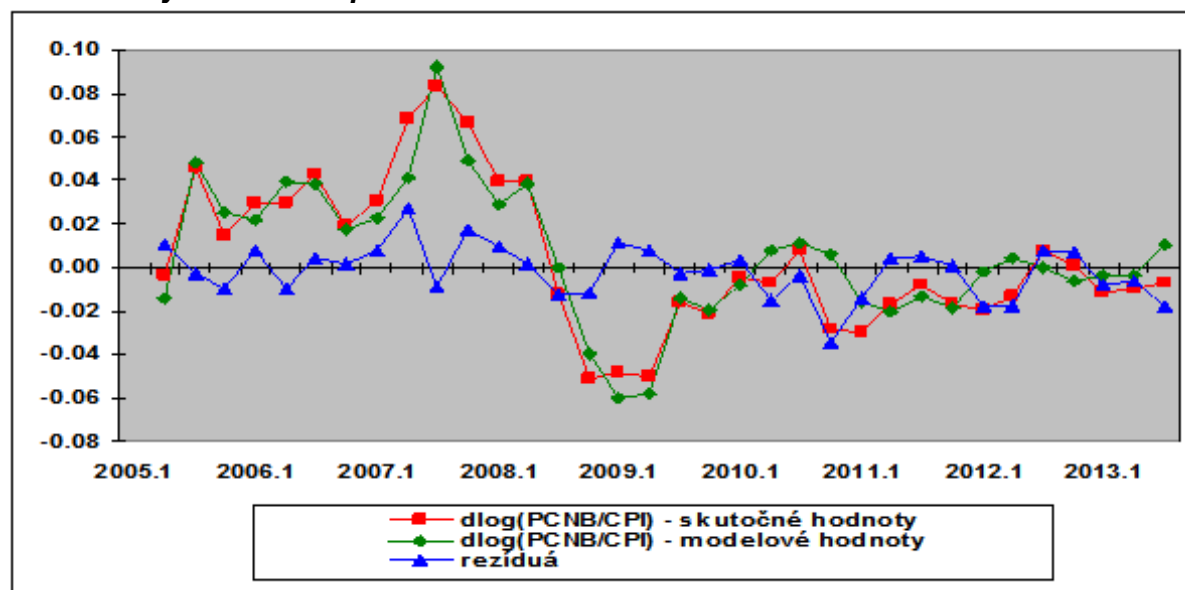
$$\begin{aligned} \text{DLOG(PCNB/CPI)} = & C(2) * \text{DLOG(YDP/CPI)} + C(3) * \text{DLOG(CRH/CPI)} + C(4) * \text{DLOG(LUREG)} \\ & + C(5) * \text{DLOG(P2539/PTOT)} + C(6) * \text{DLOG(PCNB(-1)/CPI(-1))} \\ & + C(7) * \text{RESPCNB(-1)} + C(8) * \text{D(SD1)} + C(9) * \text{D(SD3)} \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.091465	0.038758	2.359895	0.0261
C(3)	0.069277	0.018181	3.810370	0.0008
C(4)	-0.310727	0.051764	-6.002780	0.0000
C(5)	2.542135	0.693213	3.667178	0.0011
C(6)	0.242421	0.071769	3.377817	0.0023
C(7)	-0.704562	0.167891	-4.196550	0.0003
C(8)	0.034436	0.008094	4.254322	0.0002
C(9)	0.014404	0.004112	3.503323	0.0017
R-squared	0.866540	Mean dependent variable		0.004384
Adjusted R-squared	0.830608	S.D. dependent variable		0.033657
S.E. of regression	0.013852	Akaike info criterion		-5.518414
Sum squared residuals	0.004989	Schwarz criterion		-5.159270
Log likelihood	101.8130	Hannan-Quinn criterion		-5.395936
Durbin-Watson statistic	1.605287			

**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, NBS, výpočty autorov**

Zostávajúci parameter  $c(7)$  má špecifický význam, pretože je to parameter korekčného člena, pomocou ktorého je modelový vzťah v tvare ECM prepojený s dlhodobým rovnovážnym vzťahom. Tento parameter je podľa očakávania záporný, čo poukazuje na funkčnosť (modelového) mechanizmu korekcie chyby, teda korekcie odchýlok od dlhodobého rovnovážneho vzťahu. Na základe jeho absolútnej hodnoty možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy (od dlhodobého rovnovážneho stavu), ktorá vznikne v určitom štvrťroku, sa v nasledujúcom štvrťroku koriguje viac ako z dvoch tretín (cca na 70 %). To znamená, že rýchlosť návratu k dlhodobému rovnovážnemu stavu je pomerne vysoká.

<sup>9</sup> Sezónne premenné SD1 a SD3 sú v modelovom vzťahu ECM vyjadrené v tvare prvej diferencie.

**Graf č. 3: Výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare ECM**

Zdroj údajov: NBS, ŠÚ SR, výpočty autorov

Výroková schopnosť modelového vzťahu s korekčným členom je vysoká, keďže vysvetľuje vyše 86 % rozptylu vo vývoji krátkodobých relatívnych zmien reálnej ceny bývania v analyzovanom období. Zložky časového radu rezíduí, ktorý vyplýva z modelu v tvare ECM, majú normálne rozdelenie a nie sú vzájomne autokorelované. Svedčia o tom hodnoty príslušných testovacích štatistík – *Jarque-Berra* ( $JB = 0.584$ ), resp. *Durbin h* ( $h = 1.267$ ).

## 5. PROGNOTICKÁ APLIKÁCIA MODELU S KOREKČNÝM ČLENOM EX POST A EX ANTE

Schopnosť prezentovaného modelu s korekčným členom vyjadriť skutočný vývoj modelovanej premennej v analyzovanom období bola overená pomocou jeho prognostickej aplikácie ex post<sup>10</sup>. Vzhľadom na to, že časovo posunutá endogénna premenná je jednou z jeho vysvetľujúcich premenných, bola uvedená schopnosť modelu verifikovaná na základe statickej aj dynamickej simulačnej aplikácie ex post. Výsledky týchto simulačných aplikácií po prepočte z reálnej ceny bývania na nominálnu cenu bývania, teda po vylúčení vplyvu inflácie, sú spolu s nominálnou cenou bývania zobrazené v grafe č. 4.

Na základe vizuálneho porovnania možno konštatovať, že skutočný a modelom simulovaný vývoj nominálnej ceny bývania vykazujú vysokú mieru podobnosti. Túto skutočnosť možno potvrdiť aj exaktne pomocou vhodných kvantitatívnych mier tesnosti, resp. zhody skutočných a simulovaných hodnôt endogénnej premennej. V tomto prípade bola použitá priemerná absolútna percentuálna odchýlka

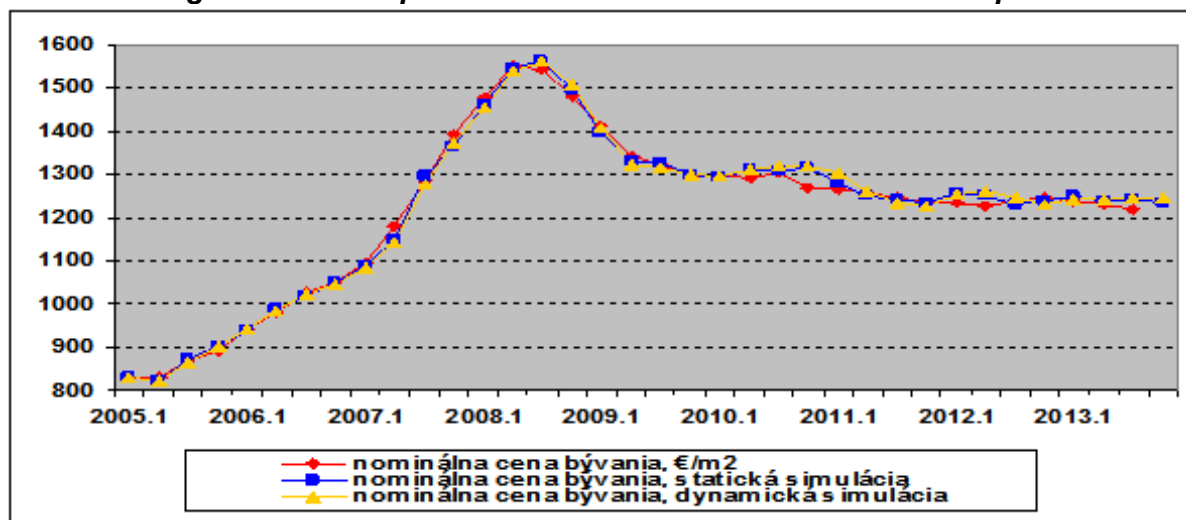
<sup>10</sup> Prognózu vysvetľovanej endogénnej premennej ex post získame vtedy, ak môžeme stanoviť tak hodnoty endogénnej, ako aj hodnoty vybraných vysvetľujúcich premenných v období predpovede s istotou. Na tento účel je vhodné vytvoriť postupne tak statickú, ako aj dynamicкую prognózu vždy nanovo nastaveného výberu, ktorý sa vždy rozšíri o jedno obdobie dopredu. Takto sa vlastne simuluje situácia, akoby sa robila každý štvrtrok prognóza, ktorá sa zároveň porovnáva so skutočnosťou. Pri statickej simulačnej aplikácii ex post sa pre vysvetľujúcu časovo posunutú endogénnu premennú používajú jej skutočné hodnoty, pri dynamickej simulačnej aplikácii jej modelom vypočítané hodnoty.

(MAPE – Mean Absolute Percentage Error) a Theilov koeficient nesúlady (Theil Inequality Coefficient)<sup>11</sup>.

Hodnota MAPE pre výsledky statickej simulácie predstavuje 0,968 %, pre výsledky dynamickej simulácie 1,138 %. Skutočný vývoj nominálnej ceny bývania teda vystihujú presnejšie výsledky statickej simulácie ex post, čo je v súlade s očakávaním. Hodnota Theilovho koeficientu je veľmi blízko k nule, a to pre výsledky statickej aj dynamickej simulácie (0,0061, resp. 0,0075).

Graf č. 4 ukazuje, že pomocou statickej a dynamickej simulácie bola zostavená aj krátkodobá prognóza vývoja nominálnej ceny bývania vo 4. štvrťroku 2013. Motiváciou na simulačnú aplikáciu modelu ex ante boli jednak výsledky overenia jeho prognostickej schopnosti ex post, jednak skutočnosť, že v čase dokončovania tohto príspevku bol vývoj viacerých vysvetľujúcich premenných modelu vo 4. štvrťroku 2013 už známy (CPI, LUREG, REEUR, IES). Vývoj ďalších dvoch vysvetľujúcich premenných (YDP, CRH) v danom štvrťroku bol odhadnutý na základe ich vývoja v 1. až 3. štvrťroku 2013 a vývoj zostávajúcich dvoch demografických premenných (P2539, PTOT) bol odhadnutý na základe jednoduchej extrapolácie.

**Graf č. 4: Prognostická schopnosť modelového vzťahu v tvare ECM ex post**



**Zdroj údajov: NBS, výpočty autorov**

Výsledky simulačných aplikácií modelu na roky 2012 a 2013 sú spolu s krátkodobou prognózou uvedené v tabuľke č. 4. Z nich vyplýva, že výsledky statickej aj dynamickej simulácie v 1. až 3. štvrťroku 2013 skutočnú cenu bývania nadhodnocujú. Avšak výsledky statickej simulácie, ktoré ju nadhodnocujú miernejšie, majú klesajúcu tendenciu, čo je v súlade so skutočným vývojom ceny bývania v tomto roku. Podľa nich by mal pokles tejto ceny pokračovať aj vo 4. štvrťroku 2013, pričom oproti 3. štvrťroku 2013 by sa mala znížiť o 0,5 %. Analogická relatívna zmena by v prípade skutočnej ceny bývania znamenala pokles na 1 214 €/m<sup>2</sup> vo 4. štvrťroku 2013.

<sup>11</sup> Tento koeficient nadobúda hodnoty od nuly po jednotku, pričom nula znamená dokonalý súlad (perfect fit) skutočných a simulovaných hodnôt endogénnej premennej.

**Tabuľka č. 4: Priemerná nominálna cena bývania v €/m<sup>2</sup>**

	2012.1	2012.2	2012.3	2012.4	2013.1	2013.2	2013.3	2013.4
<b>PCNB</b>	1235	1227	1240	1247	1240	1230	1220	1214f
<b>PCNBss</b>	1257	1249	1230	1239	1250	1238	1241	1235
<b>PCNBds</b>	1255	1262	1244	1233	1241	1242	1248	1247

**Zdroj údajov: NBS, výpočty autorov**

Poznámka: PCNBss – statická simulácia; PCNBds – dynamická simulácia

Použitie vytvoreného a otestovaného modelu na prognózovanie závisle premennej na dlhšie obdobie nie je až také priamočiare. Modelový prístup umožňuje odhadnúť trend a vytvoriť určité rámce, ale predpokladá dôkladné poznanie analyzovanej problematiky v súvislostiach a aj značnú mieru intuície analytika.

## 6. ZÁVER

Poznanie histórie vývoja cien nehnuteľností na bývanie a podrobnejších informácií o dôvodoch výraznejších zlomových situácií je nevyhnutným predpokladom pri úvahách o komplexnejšom analyzovaní a modelovaní ich vývoja na nasledujúce obdobie. Od toho sa následne odvíja výber vhodných vysvetľujúcich premenných, ktoré by mali zásadným spôsobom determinovať vývoj vysvetľovanej premennej na celej trajektórii a prispievať k dosahovaniu tzv. rovnovážnej cenovej úrovne.

Výsledky získané pomocou kointegračnej analýzy a modelovania naznačujú, že štatisticky významnými determinantmi vývoja cien nehnuteľností na bývanie boli v doterajšom období predovšetkým vývoj podielu obyvateľstva vo veku 25 až 39 rokov na celkovom počte obyvateľov, vývoj disponibilných príjmov obyvateľov, počet (evidovaných) nezamestnaných a v menšej miere aj objem nových úverov na bývanie a celkový ekonomický sentiment. Tieto faktory dokážu v dostatočnej miere vysvetliť nielen dlhodobý trend vývoja priemernej ceny bývania, ale aj jej krátkodobú dynamiku. Model s korekčným členom sa totiž dokázal vyrovnáť tak s výraznými zmenami vývoja priemernej ceny bývania v období realitného boomu, ako aj s jej poklesom v dôsledku globálnej finančnej a hospodárskej krízy.

Napriek tomu, že výsledky simulačných aplikácií ex post ukázali, že model je schopný generovať skutočný vývoj ceny bývania s prijateľnou mierou nepresnosti, jeho prípadné systematické používanie v praxi na účely prognózovania si bude, samozrejme, vyžadovať ďalšie testovanie. Spôsob konštrukcie modelu však umožňuje, aby jeho špecifikácia bola verifikovaná kontinuálne, teda po uplynutí každého štvrtroka.



## LITERATÚRA

- [1] ASTERIOU, D. – HALL, S. G. (2007): Applied Econometrics (A Modern Approach using Eviews and Microfit). New York: Palgrave MacMillan.
- [2] BROWN, J. P. – SONG, H. – MCGILLIVRAY, A. (1997): Forecasting UK house prices: a time varying coefficient approach: Economic Modelling 14 (1997).
- [3] CÁR, M. (2009): Výber faktorov ovplyvňujúcich ceny nehnuteľností na bývanie na Slovensku. In: Biatic 2/2009.
- [4] ECB (2003): Structural factors in the EU housing markets. March 2003.
- [5] ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J. (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. Econometrica, 55, č. 2, s. 251 – 276.
- [6] ÉGERT, B. – MIHALJEK, D. (2008): Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe. Czech National Bank Working Paper Series.
- [7] HALL, S. – PSARADAKIS, Z. – SOLA, M. (1997): Switching error correction models of house prices in the United Kingdom. Economic Modelling 14 (1997).
- [8] HATRÁK, M. (2007): Ekonometria. Bratislava: Iura Edition, edícia Ekonómia. ISBN 978-80-8078-150-7.
- [9] HOLLY, S. – JONES, N. (1997): House prices since the 1940s: cointegration, demography and asymmetries. Economic Modelling 14 (1997).
- [10] KARŠAY, A. (2010): Prognózy vývoja cien nehnuteľností na bývanie v prostredí krátkych časových radov. NBS, august 2010.
- [11] MacKINNON, J. G. (2010): Critical Values for Cointegration Tests [QED. Working Paper, No. 1227.] Kingston, Queen's University.
- [12] SUTTON, G. D. (2002): Explaining changes in house prices. BIS Quarterly Review, September 2002.

## RESUMÉ

Témou príspevku je overiť možnosť použitia modelového prístupu pri analýze a modelovaní vývoja cien nehnuteľností na bývanie. Autori zdôvodňujú výber vysvetľujúcich faktorov, ktoré by mali mať zásadný vplyv na vývoj cien bývania. Modelový prístup je založený na koncepte kointegrácie, ktorý vedie ku konštrukcii modelu s korekčným členom. Predikčná schopnosť vytvoreného modelu bola overená pomocou statickej a dynamickej simulácie ex post. Predmetom záujmu je aj otázka reálnych možností použitia zostaveného modelu na prognózovanie vývoja cien bývania na štvrťročnej báze.

## RESUME

The subject of the paper is to test the possibility of using the model approach in analyzing and modelling the development of house prices. Authors justify the selection of explanatory factors, which should have a major impact on the development of housing prices. Model approach is based on the concept of co-integration leading to the construction of model with correction term. Predictive ability of created model was verified by both static and dynamic simulation ex post. The question of real possibility of using the assembled model to predict the development of housing prices on quarterly basis is also subject of interest to the authors in the article.

### **PROFESIJNÉ ŽIVOTOPISY**

**Ing. Ján Haluška, PhD.,** je absolventom Vysokkej školy ekonomickej v Bratislave. Dlhodobou sa zaoberá problematikou konštrukcie a aplikácie ekonometrických modelov. Od roku 1993 sa venuje ich využitiu na spracovanie makroekonomických analýz a prognóz vývoja slovenskej ekonomiky. Od vzniku samostatnej SR ju zastupuje v medzinárodnom projekte LINK, ktorého činnosť organizuje OSN a je zameraný na prognózovanie vývoja svetovej ekonomiky. Výsledky výskumu publikuje v odborných časopisoch a prezentuje na medzinárodných podujatiach.

**Ing. Mikuláš Cár, PhD.,** je absolventom Ekonomickej univerzity v Bratislave. V Národnej banke Slovenska sa venuje hlavne makroekonomickým súvislostiam trhu s bývaním. Je autorom aktuálnej metodiky zisťovania cien nehnuteľností na bývanie v rámci Slovenska. Pravidelne štvrtročne spracúva komentáre týkajúce sa vývoja priemerných cien bývania na Slovensku.

### **KONTAKT**

haluska@infostat.sk

mikulas.car@nbs.sk

**Marcela KÁČEROVÁ**

**Katedra humánnej geografie a demografie, Prírodovedecká fakulta Univerzity Komenského v Bratislave**

**Radka HORVÁTHOVÁ**

**Katedra humánnej geografie a demografie, Prírodovedecká fakulta Univerzity Komenského v Bratislave**

## **ZAHRANIČNÁ MIGRÁCIA SLOVENSKA – DEMOGRAFICKÉ A PRIESTOROVÉ ASPEKTY**

### **INTERNATIONAL MIGRATION OF SLOVAKIA – DEMOGRAPHIC AND SPATIAL ASPECTS**

#### **ABSTRAKT**

Medzinárodná migrácia je v súčasnosti veľmi horúcou témou vo svete. Jej význam sa zvyšuje v dôsledku zápornej hodnoty prirodzeného prírastku. Migrácia obyvateľstva patrí k dôležitým procesom, ktoré spôsobujú zmeny v sociálno-geografických, ekonomických, sociálnych a demografických štruktúrach. Slovenská republika nie je výnimkou. Migračné procesy v našej krajine zosilneli po vstupe do Európskej únie a ich váha v spoločnosti neustále rastie. Hlavným cieľom príspevku je hodnotenie legálnej migrácie Slovenska v rokoch 1992 – 2011, podrobný rozbor demografických štruktúr zahraničných migrantov a geografických súvislostí zahraničnej migrácie.

#### **ABSTRACT**

International migration is currently a very hot topic in the world. Its relevance is increasing due to the negative value of natural increase. Migration of the population belongs to the important processes that cause changes in the socio-geographic, economic, social and demographic structures. The Slovak Republic is no exception. Migration processes in our country intensified after joining the European Union and their weight in society is constantly growing. Therefore, we decided to focus on legal migration years 1992 – 2011, its detailed analysis of the demographic structure of migrants and their spatial distribution.

#### **KLÚČOVÉ SLOVÁ**

migrácia, emigranti, imigranti, štruktúry, priestorové aspekty

#### **KEY WORDS**

migration, emigrants, immigrants, structure, spatial aspects

#### **1. MIGRÁCIA OBYVATEĽSTVA SLOVENSKA**

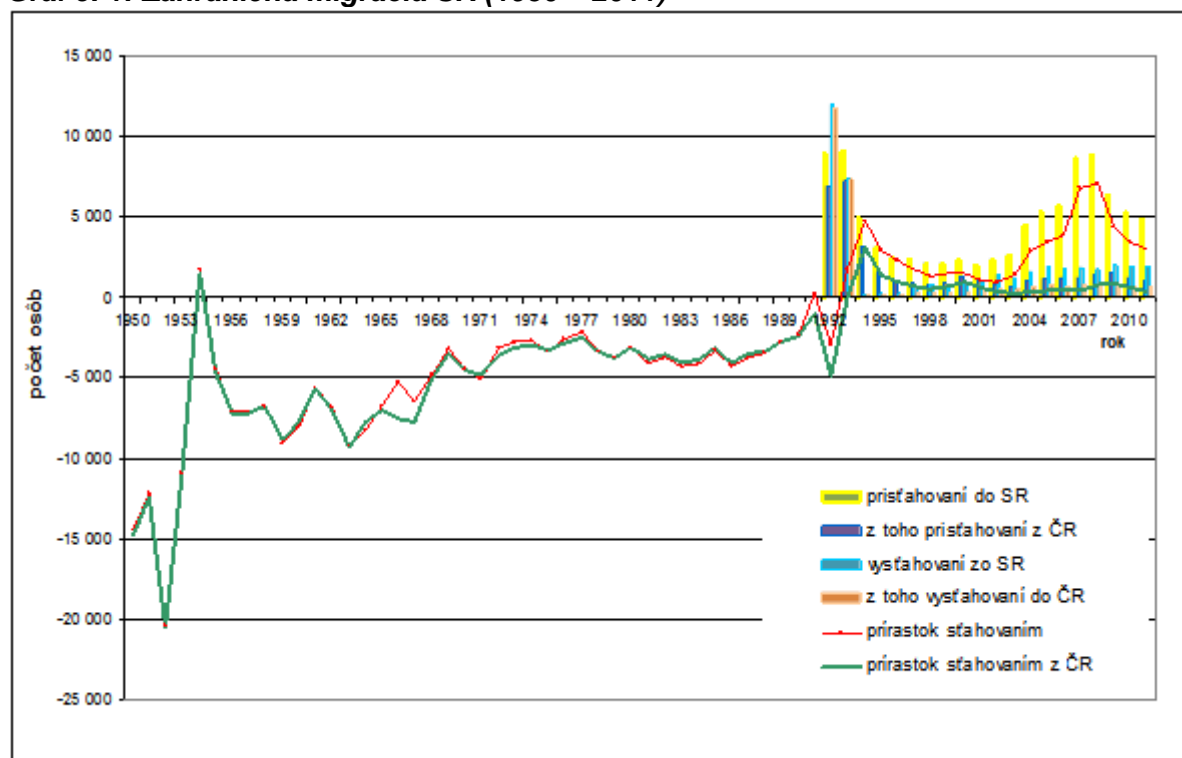
Cieľom príspevku je analýza zahraničnej migrácie s osobitným zreteľom na poznanie demografických štruktúr migrantov a geografických súvislostí zahraničnej migrácie. Pozornosť sa orientuje predovšetkým na obdobie po vzniku samostatnej Slovenskej republiky.

Zahraničná migrácia je v súčasnej etape populačného vývoja fenomén, ktorý sa čoraz viac dostáva do pozornosti viacerých vedných odborov, ako i spoločenského záujmu. Obyvateľstvo migruje už oddávna, pričom v časovom meradle vidno zmeny

v rebríčku hodnôt a podnetov na migráciu. Migrácia nie je jednoduchý proces, naopak, svojou komplexnosťou sa zaraďuje do pôsobnosti vedných odborov, ako geografia, ekonómia, sociológia a iných. Svetový rozmer zahraničnej migrácie predstavuje na začiatku tretieho milénia 175 miliónov migrantov, konštituuje pomyselný 6. najľudnatejší región sveta [3]. Podľa UN DESA<sup>1</sup> [16] žije na svete 214 miliónov ľudí, ktorých možno zaradiť do kategórie zahraničných migrantov, s markantným nárastom ich počtu v poslednej dekáde. Predstavujú 3,1 % svetovej populácie, pričom tento podiel je pomerne stabilný. Keďže populácia sveta má stále rastúci trend, rastie i počet migrantov. Každá 33. osoba je dnes migrantom. Napriek tomu, že Európa sa zaraďuje medzi populačne menšie kontinenty, najväčším podielom sa zúčastňuje na zahraničnej migrácii, konkrétne podielom 72,1 milióna osôb. V týchto 8,7 % populácie Európy sa nachádzajú aj migranti Slovenskej republiky.

Rok 1989 sa stal v našich podmienkach významným medzníkom vo všetkých sférach spoločnosti, migráciu nevyvímajúc. Prechádza pomerne intenzívnymi zmenami. Štáty strednej a východnej Európy považuje Drbohlav [6] za tzv. „nárazníkové zeme“, z ktorých veľké množstvo ľudí odchádza smerom na západ a zároveň absorbujú veľké množstvo imigrantov z východných krajín. Dynamický rast migračných tokov za posledné roky vymanil našu republiku z pomyselnej kategórie krajín so zanedbateľnou úrovňou migrácie. Vývoj absolútneho migračného prírastku/úbytku v novodobej histórii Slovenska sa do roku 1991 pohyboval v záporných hodnotách (graf č. 1). Hlavným poznatkom o zahraničnej migrácii Slovenska je skutočnosť, že sa podľa oficiálnych zistení stáva migračne ziskovou krajinou.

**Graf č. 1: Zahraničná migrácia SR (1950 – 2011)**



**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné diela 1992 – 2011, História)**

<sup>1</sup> Oddelenie ekonomických a sociálnych vecí Organizácie Spojených národov

Vo vývoji absolútnych počtov migrujúcich osôb v rokoch 1992 – 2011 možno vyčleniť tri etapy. Prvú reprezentujú roky 1992 – 1994. Je to obdobie prípravy a vzniku dvoch samostatných štátov, medzi ktorými prebiehala intenzívna výmena osôb. Tá predstavovala až 88 % objemu zahraničnej migrácie [15]. Ako uvádza Divinský [3], v roku 1993 až 80 % všetkých prisťahovaných do krajiny tvorili obyvatelia Českej republiky, pričom do ČR smerovala takmer celá emigračná vlna (až 99 %) zo Slovenska (graf č. 1). V absolútnom vyjadrení sa v tomto čase celkovo prisťahovalo na Slovensko cca 9 000 osôb, z toho 7 000 z Českej republiky, no vysťahovalo sa do ČR 7 276 osôb z úhrnného počtu 7 355 emigrantov. Prevažne sa sťahovali rodiny zmiešaných párov českej a slovenskej národnosti. Nadväzná druhá fáza (1995 – 2003) prináša stabilizáciu rozsahu migrácie a vyrovnávanie podielu migrantov z Českej republiky a ostatných krajín. Postupne získava prevahu práve migrácia z mimočeského zahraničia. Prisťahovalectvo sa stabilizovalo na približne 2 tisícoch ročne, kým vysťahovalectvo zaznamenávalo nárast zo 154 osôb v roku 1994 na 1 194 v roku 2003. Mimoriadne zaujímavým aspektom je vstup Slovenskej republiky do Európskej únie v máji 2004, ktorým sa začína tretia etapa vývoja zahraničnej migrácie. Toto rozšírenie EÚ je doteraz najväčším, pretože k únii naraz pristúpilo až 10 štátov Európy. V slovenskej histórii to predstavuje dôležitý míľnik zahŕňajúci otvorenie pracovného trhu vyspelejších krajín západnej Európy bez pracovných povolení. Práve tieto oblasti sa stali záujmovými pre emigrantov Slovenska. Popri tejto emigračnej vlne sa pozvoľne zvyšoval aj počet prisťahovaných osôb, ktorý vrcholil v roku 2007 vstupom Rumunska a Bulharska do EÚ. Objem zahraničného sťahovania predstavoval v roku 2007 takmer trojnásobok počtu z predvstupového obdobia, t. j. 10 455 osôb vs. 3 797 osôb. Rok 2008 pokračoval v nastavenom trende, pričom zvýšenie migračného salda v danom roku oproti roku 2003 bolo viac ako päťnásobné a Slovensko sa zaradilo medzi najdynamickejšie krajiny únie [4]. Význam sťahovania s Českou republikou a ostatným zahraničím sa zmenil v prospech zahraničia v pomere 1 : 4. Napriek tomu si s ČR uchovávame nadštandardné vzťahy, veď 20 % všetkých prisťahovaných v roku 2011 pochádzalo práve z našej „sesterskej“ krajiny a 34 % emigrovalo do nej. *„Vzájomná migrácia zostala aj na začiatku tohto tisícročia významnou zložkou migračného pohybu v SR aj ČR“* [9]. Podľa oficiálnych záznamov Štatistického úradu SR sa migračné saldo Slovenska pohybuje vždy v kladných hodnotách, avšak s kolísavým trendom. Najnižšie hodnoty v samostatnej SR dosahuje v roku 2002, keď naša republika získala iba 901 osôb, jediný raz v histórii pod 1 000 osôb. Podľa údajov Štatistického úradu SR sa Slovensko považuje za migračne ziskovú krajinu, ktorá súhrnne získala v období rokov 1993 – 2011 55,5 tisíce osôb zahraničným sťahovaním s najväčšou dynamikou po vstupe krajiny do EÚ.

## 2. DÁTA A EVIDENCIA MIGRÁCIE

Evidencia legálnej migrácie podlieha individuálnemu nahlasovaniu migranta a je zákonne ukotvená (v zákone č. 253/1998 Z. z. o hlásení pobytu občanov Slovenskej republiky a registri obyvateľov Slovenskej republiky a v zákone č. 48/2002 Z. z. o pobyte cudzincov). Každý zahraničný migrant má povinnosť prihlásiť sa a odhlásiť sa z trvalého pobytu. Evidencia prisťahovaných do krajiny viac-menej zodpovedá skutočnosti, keďže prihlásenie na pobyt pokrýva viacero systémov evidencie (napr. Sociálna poisťovňa). Na druhej strane evidencia zahraničnej emigrácie vytvára značne podhodnotené dáta o osobách vysťahovaných z krajiny a zaostáva za väčšinou starých členských krajín EÚ. Vaňo [17] tieto oficiálne dáta považuje za také skreslené, že nepokladá za vhodnú ich ďalšiu analýzu. Tento fakt dokladuje

komparácia dát o vystahovaných slovenských štátnych občanoch zo SR evidovaných slovenskými úradmi (tab. č. 1) a údajov o prisťahovaných slovenských štátnych občanoch zo SR evidovaných jednotlivými cieľovými krajinami, napr. Českou republikou (tab. č. 2). Aj napriek tomu, že toto porovnanie zachytáva iba parciálnu časť migrantov vymedzených na základe štátnej príslušnosti, podporuje tvrdenie, že „oficiálne dáta o trvalo vystahovaných zo SR sú poddimenzované“ ([5], [10], [3]), a to napriek tomu, že rozdiely medzi údajmi SR a ČR sú do istej miery skreslené. U vystahovaných podľa Štatistického úradu SR ide o údaje o trvalom pobyte a u prisťahovaných do ČR alebo Nemecka ide o údaje, ktoré okrem trvalého pobytu zahŕňajú aj iné druhy pobytov (napr. pobyt na víza nad 90 dní alebo dlhodobý pobyt).

**Tabuľka č. 1: Vystahovaní slovenskí štátni občania do Českej republiky**

Rok	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
<b>Spolu</b>	243	318	424	420	642	704	679	752	623	563	574	607
<b>Muži</b>	112	127	201	194	294	313	284	334	279	243	245	276
<b>Ženy</b>	131	191	223	226	348	391	395	418	344	320	329	331

**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné diela 2000 – 2011, Sťahovanie)**

**Tabuľka č. 2: Prisťahovaní slovenskí štátni občania do Českej republiky**

Rok	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
<b>Spolu</b>	972	2410	12967	23735	14955	10107	6781	13931	7592	5609	5086	4368
<b>Muži</b>	453	-	8 674	16709	9 939	6 437	4105	7 958	4175	2839	2583	2253
<b>Ženy</b>	519	-	4 293	7 026	5 016	3 670	2676	5 973	3417	2770	2503	2115

**Zdroj údajov: Český štatistický úrad (Demografické ročenky, Pramenná díla 2000 – 2011)**

Napriek uvedeným faktom sa naša analýza opiera o oficiálne údaje štatistického úradu na báze prihlásených imigrantov a emigrantov SR. Myslíme si, že štruktúrne charakteristiky zahraničných migrantov je možné hodnotiť aj analýzou ich neúplného súboru a získať tak určité reprezentatívne vlastnosti migrantov. Treba mať však stále na pamäti možné odchýlky týchto vlastností, plynúce z neúplnej početnosti migrantov. Tým získame odpoveď na našu základnú výskumnú otázku: Aký je zahraničný (e-i)migrant Slovenskej republiky? Analýza migrantov je rozdelená na emigrantov a imigrantov. Vývoj ich charakteristík je hodnotený v rokoch 1992 – 2011.

Druhou a mimoriadne očakávanou je odpoveď na otázku: Akých migrantov potrebujeme? „Kvalita“ migranta nadobúda v súčasnej etape populačného vývoja významnú hodnotu. Odpoveď by mala poskytnúť migračná politika štátu. Avšak oficiálna, jasne artikulovaná migračná doktrína Slovenskej republiky, t. j. univerzálny rámec – oficiálny postoj štátu a spoločnosti voči zahraničnej migrácii, neexistuje [4].

### 3. DEMOGRAFICKÉ CHARAKTERISTIKY MIGRANTOV SLOVENSKA

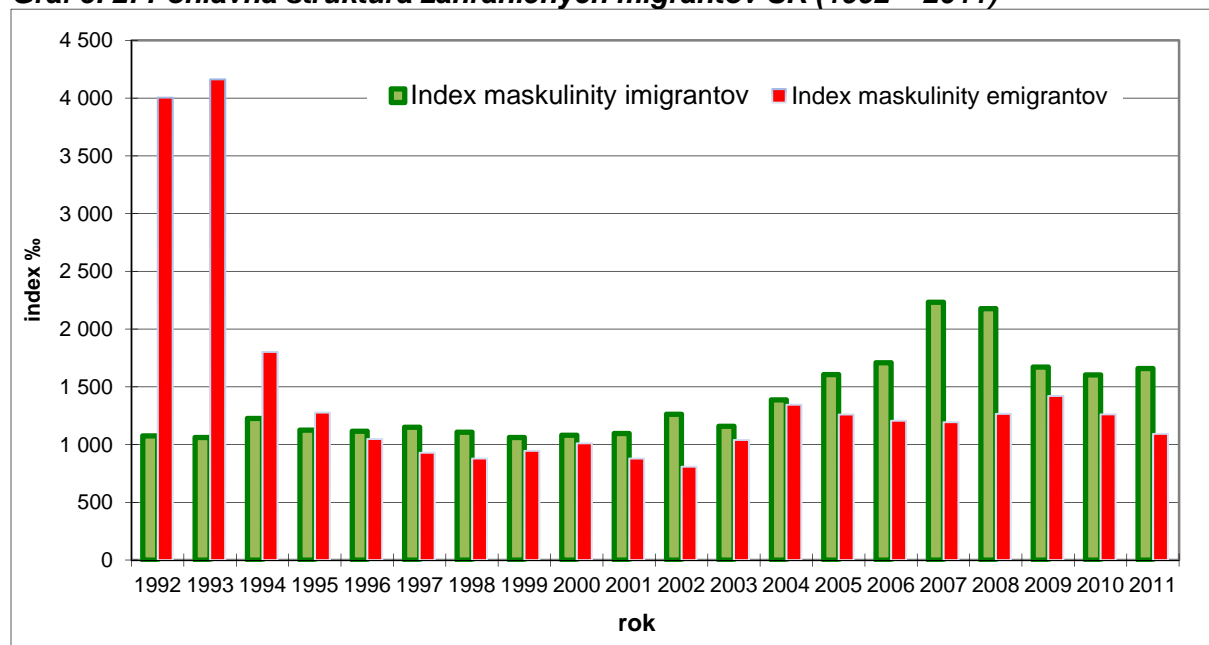
Smer migrácie predstavuje rozhodujúci atribút, ktorý delí osoby zúčastňujúce sa na tomto pohybe na imigrantov a emigrantov. Zdanlivo podobné súbory týchto dvoch skupín osôb sa môžu značne líšiť podľa viacerých demografických štruktúrnych znakov.

## Imigranti

Zahraničná imigrácia (prist'ahovalectvo) je trvalé, prípadne dlhodobé prist'ahovanie osôb na územie určitého štátu. Na Slovensku predstavuje pomerne novú tému spoločenského diania, tradične sme skôr krajinou emigrácie [1].

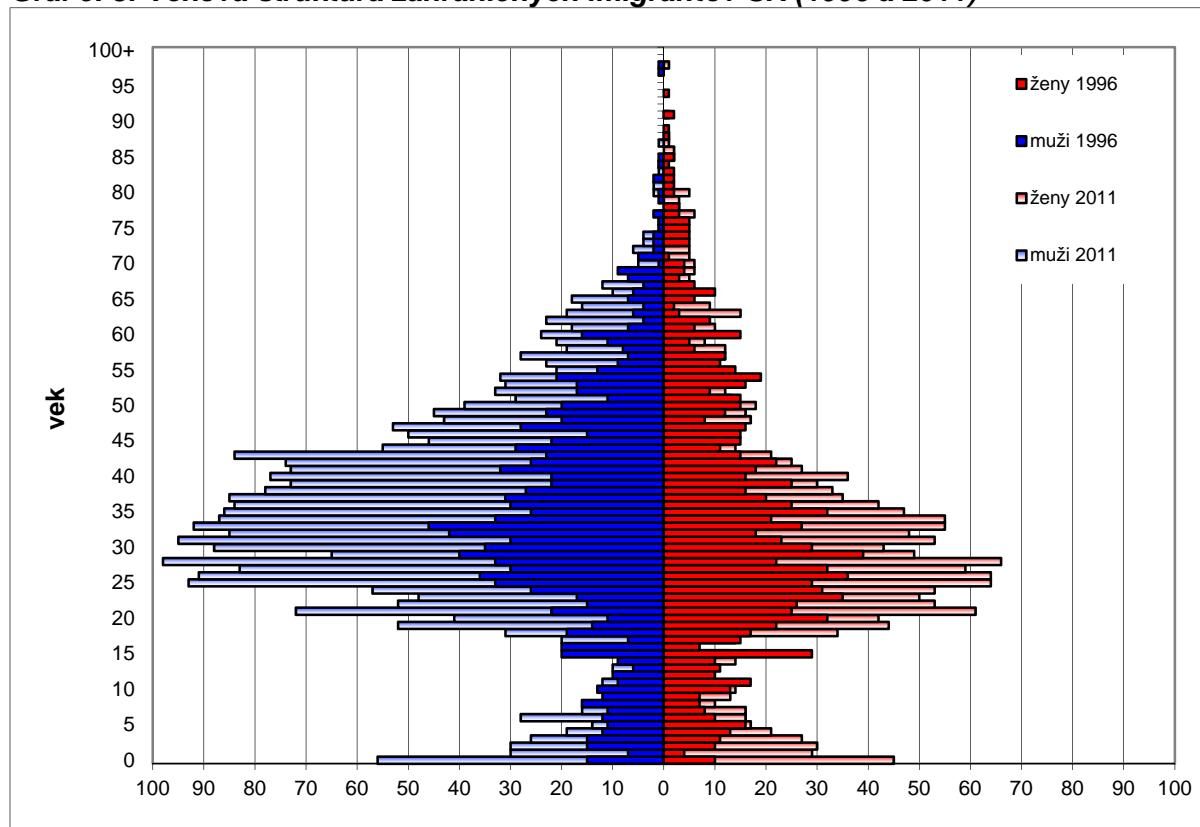
Imigráciu Slovenska charakterizuje v celom sledovanom období maskulínny ráz. Index maskulinity od roku 1992 postupne graduje, až dosiahne svoje maximum v roku 2007, keď 69 % prist'ahovaných je mužského pohlavia. Nasleduje pokles hodnôt, ktorý však stále vykazuje nadpriemerné hodnoty v porovnaní s rokmi pred vstupom SR do Európskej únie. Obdobie rokov 2004 – 2011 reprezentuje silný trend maskulinizácie s priemernou hodnotou indexu maskulinity 1 793 ‰. V poslednom záujmovom roku sa úhrnne prist'ahovalo na Slovensko 4 829 osôb, z čoho muži zaujímali 2/3 väčšinu, konkrétne 3 013 mužov k 1 816 ženám (graf č. 2).

**Graf č. 2: Pohlavná štruktúra zahraničných migrantov SR (1992 – 2011)**



**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné diela 1992 – 2011, Sťahovanie)**

Vyrovnaná štruktúra imigrantov v období 90. rokov indikuje prist'ahovanie celých rodín. Nárast imigrácie, jej maskulinity v poslednej vývojovej etape možno pripísať pracovnej imigrácii. Veková štruktúra prist'ahovaných indikuje najvyššiu intenzitu sťahovania v produktívnom veku s klesajúcou tendenciou k poproduktívnej a predproduktívnej zložke (graf č. 3). Vo všetkých hodnotených rokoch dominuje produktívna zložka, pričom jej percentuálne zastúpenie sa pohybuje v rozmedzí 70 – 80 %. Kým v roku 1996 boli najmobilnejší prist'ahovaní vo veku 25 – 34 rokov, v roku 2011 sa tento súbor rozšíril a zvýšila sa intenzita prist'ahovania už od 18 do 45 rokov. Priemerný vek prist'ahovaných osôb v roku 2011 predstavoval 32,89 roka, avšak s výrazným rozdielom medzi mužskou a ženskou zložkou. Muži spravidla predstavujú staršiu zložku imigrantov s priemerným vekom 34,35 roka (2011), kým ženy dosahovali v priemere vek 30,47 (2011). Vekové pyramídy demonštrujú u imigrantov prechod z relatívne vyrovnaného stacionárneho typu pyramídy (1996) na atypický ľavostranne asymetrický typ (2011).

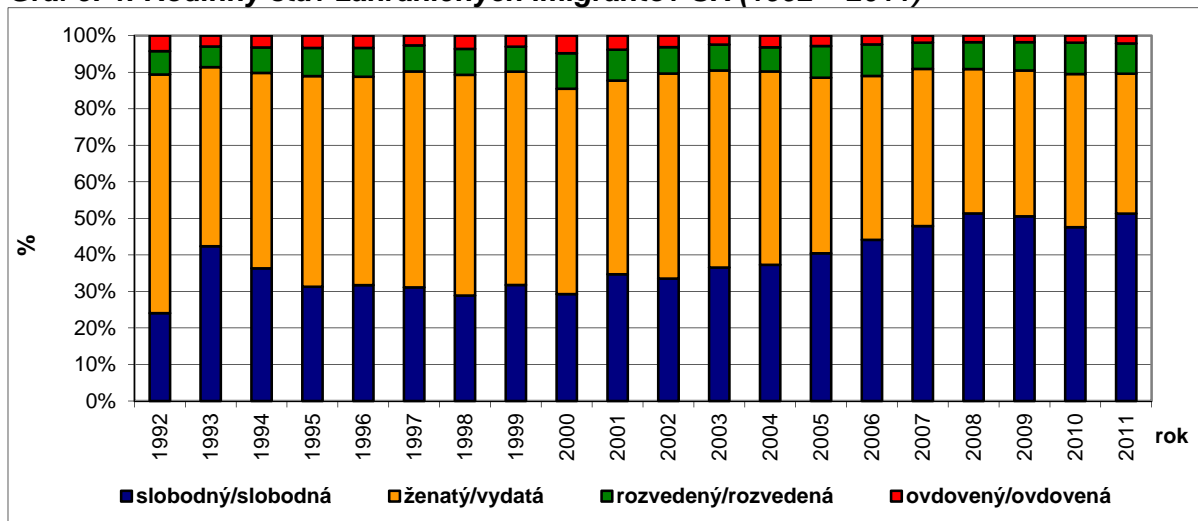
**Graf č. 3: Veková štruktúra zahraničných imigrantov SR (1996 a 2011)**

**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné diela 1992 – 2011, Sťahovanie)**

Štruktúra migrantov podľa rodinného stavu (graf č. 4) odráža zmeny demografického správania osôb v posledných rokoch, ktoré charakterizuje nárast percentuálneho zastúpenia slobodných osôb na úkor ženatých, resp. vydatých. Súbor imigrantov Slovenska v čase rozdelenia Českej a Slovenskej Federatívnej Republiky predstavoval 65 % prevahu ženatých/vydatých osôb oproti 25 % slobodných. Od tohto momentu pozorujeme relatívny pokles osôb v manželskom zväzku na imigrácii SR a od toho sa odvíjajúci nárast slobodných. Vyrovnaná situácia nastala v roku 2006 a už v roku 2008<sup>2</sup> slobodní prvýkrát prekročili pomyselnú hranicu 50 %. Zosobášení imigranti klesli pod hranicu 40 % (2011 – 38,29 %). Súbor rozvedených mierne narastal, v sledovanom období stúpol o necelé 2 percentuálne body. Na konci obdobia mal hodnotu 8,28 %, ale maximum evidujeme na prelome milénia. Ovdovení neprekročili hranicu 5 % zastúpenia v celom období. Zaujímavá je diferenciácia ovdovených podľa pohlavia, kde sa prejavuje fenomén mužskej nadúmrtosti spôsobujúci vyššiu imigráciu ovdovených žien v pomere 4 : 1.

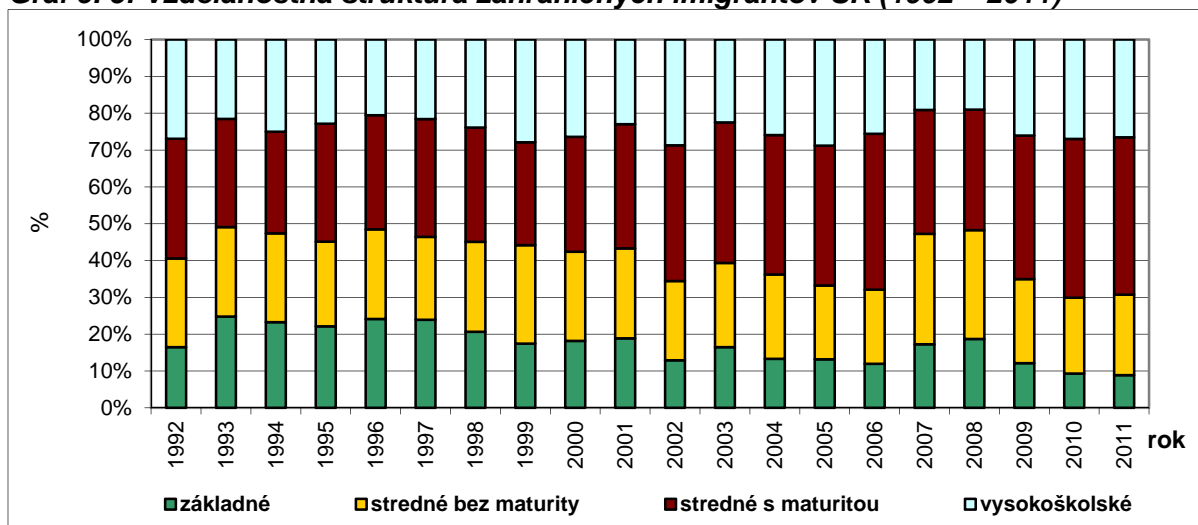
<sup>2</sup> Následne aj v roku 2009 a 2011 (51,315 %).



**Graf č. 4: Rodinný stav zahraničných imigrantov SR (1992 – 2011)**

Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné diela 1992 – 2011, Sťahovanie)

Vzdelanostná štruktúra imigrantov za ostatných 20 rokov vykazuje absolútny aj relatívny pokles podielu osôb so základným vzdelaním (graf č. 5). V roku 2011 k nám imigrovalo 8,85 % osôb so základným vzdelaním<sup>3</sup> v porovnaní s maximom dosiahnutým v roku 1993 (24,78 %), keď toto vzdelanie obsadilo druhé miesto vo vzdelanostnej štruktúre imigrantov. Dnes zaujíma poslednú priečku s výrazným rozdielom od stredného vzdelania bez maturity (21,88 %). Najpočetnejšiu kategóriu predstavuje stredné vzdelanie s maturitou, ktoré nepretržite zvyšuje svoje relatívne zastúpenie v celom sledovanom období. U žien aj u mužov sa nachádza nad hranicou 40 % (2011). Pozitívny aspekt predstavuje prílev vysokoškolsky vzdelaných, ktorí sa v posledných rokoch stabilizovali na 26 %. Maximum dosiahli v roku 2005, t. j. tesne po vstupe SR do Európskej únie (28,78 % zo všetkých prisťahovaných), avšak minimum už o 2 roky neskôr, keď sa únia rozšírila o Rumunsko a Bulharsko, čo pre nás znamenalo najmä prílev nízkokvalifikovanej lacnej pracovnej sily.

**Graf č. 5: Vzdelanostná štruktúra zahraničných imigrantov SR (1992 – 2011)**

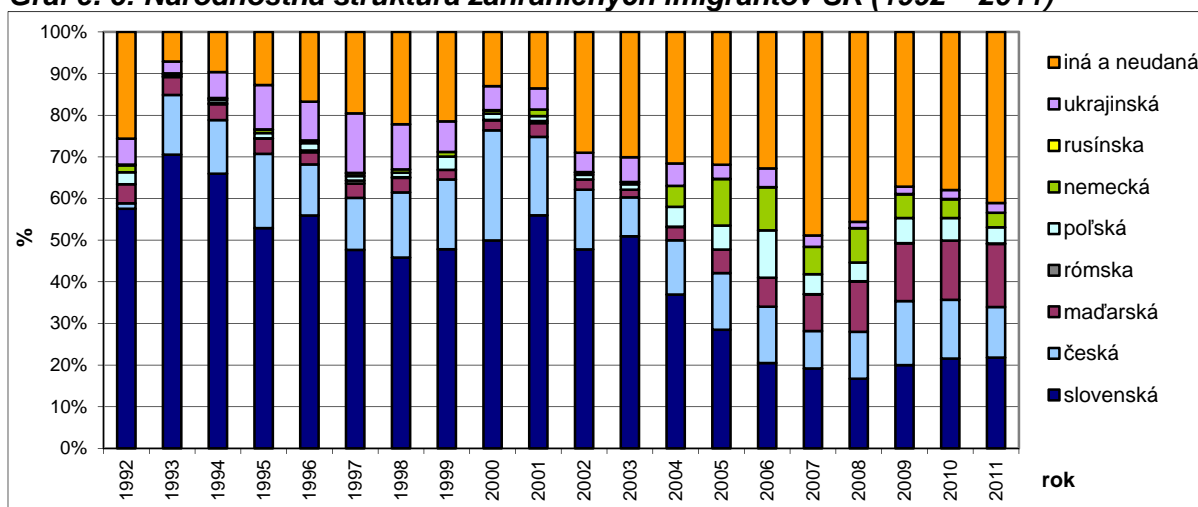
Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné diela 1992 – 2011, Sťahovanie)

<sup>3</sup> Štatistiky vyhotovované pre vekovú kategóriu 15+.

Komparácia vzdelanostnej štruktúry obyvateľstva Slovenska ako celku a imigrantov v roku 2011 prináša pozitívne zistenia. Slovenské obyvateľstvo charakterizuje najvyšší podiel vzdelanostnej kategórie stredné vzdelanie s maturitou, za ktorým nasleduje stredné vzdelanie bez maturity. Imigranti sú taktiež najpočetnejší v kategórii so stredným vzdelaním s maturitou (42,73 %), kým druhú priečku zastávajú vysokoškolsky vzdelaní. Títo imigranti (26,5 %) (i keď veľmi malou mierou) môžu prispievať k zvyšovaniu zastúpenia kategórie s vysokoškolským vzdelaním na Slovensku (13,8 %). Zároveň sa k nám sťahuje nižšie percento osôb so základným vzdelaním (8,85 %), ako vykazuje obyvateľstvo SR ako celok (15 %).

Národnosť je samodeklarovaný subjektívny znak, ktorý nie je viazaný na znaky objektívne (napr. materinský jazyk), hoci medzi nimi vnímame silnú paralelu. Rozumie sa ňou prínos osoby pre nejaký národ v kultúrnom či etnickom zmysle slova. Štátnym občianstvom sa rozumie trvalý právny vzťah fyzickej osoby a štátu, ktorého dôsledkom je komplex vzájomných práv a povinností (MV SR). V prípade migrantov prichádzajúcich na Slovensko prevládajú príslušníci slovenskej národnosti. Predstavujú špeciálny druh migrácie, reemigráciu, t. j. návrat vystahovanej osoby do krajiny pôvodu. Zvýšená reemigrácia bola charakteristická pre transformačné obdobie, keď sa kvôli majetkovým reštitúciám sťahovali na Slovensko najmä bývalí občania Československa [18]. Od tohto obdobia pozorujeme pokles reemigrantov zo 70,5 % (1993) na 21,8 % (2011). Pokiaľ vynecháme kategóriu „iná a neudaná“ pri národnosti a „iné, bez občianstva a nezistené“ pri občianstve, slovenská zložka dominovala počas celého sledovaného obdobia (graf č. 6). Migračná výmena s Českou republikou bola nosným článkom našej migračnej histórie, čoho dôkazom je značné zastúpenie českej národnosti v národnostnej štruktúre imigrantov. Dlhé obdobie zastávali druhú priečku, no po vstupe SR do EÚ zvyšuje svoj podiel najmä maďarská, ale aj nemecká a poľská národnosť. Identický trend vnímame aj pri štruktúrach podľa občianstva, avšak s jedným podstatným rozdielom. Markantný nárast zaznamenávajú rumunskí štátni občania, ktorí v národnostnej štruktúre vôbec nefigurujú, keďže dáta sa publikujú iba za vybrané národnosti; preto sa domnievame, že nárast kategórie „iná a neudaná“ je spôsobený práve ich prítomnosťou.

**Graf č. 6: Národnostná štruktúra zahraničných imigrantov SR (1992 – 2011)**

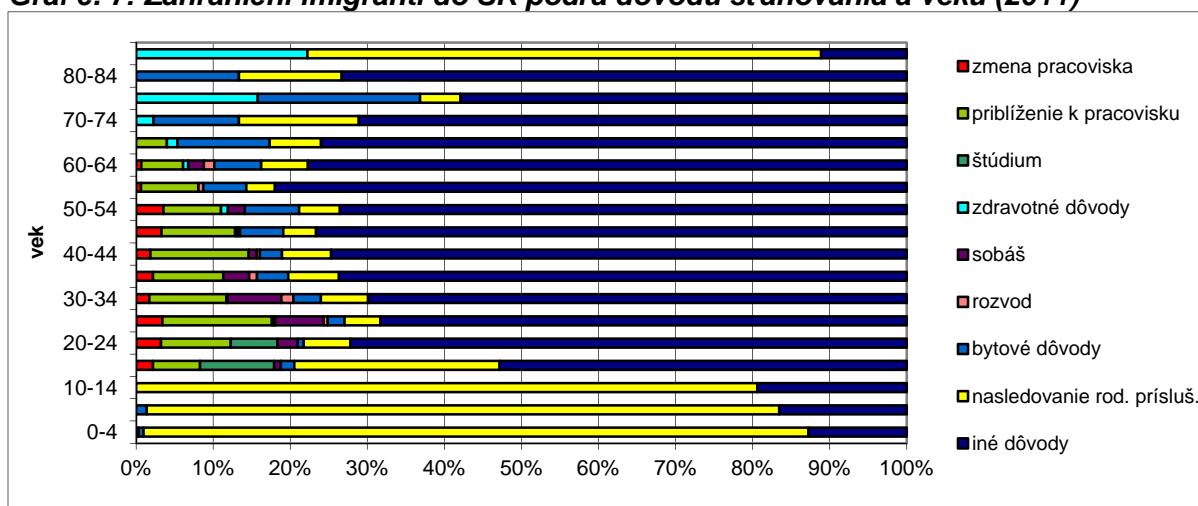


**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné diela 1992 – 2011, Sťahovanie)**

Príčiny sťahovania sú rôzne. V minulosti ľudia migrovali prevažne z dôvodu hľadania nových území, potravy, práce, prosperity, bezpečnejšieho prostredia na

život s prívetivejšou klímou. Dnešné dôvody Fárek [7] rozdelil do troch základných motívov sťahovania: snaha získať ekonomický prospech, zle fungujúci štát a jeho inštitúcie v materskej krajine, sieť priateľov a príbuzných pôsobiacich v zahraničí. Z našich migračných štatistík, pokiaľ vypustíme kategóriu „iné dôvody“, ktorá dominuje takmer celému obdobiu 1992 – 2011<sup>4</sup>, vyplýva nasledovanie rodinného príslušníka ako najčastejšia motivácia sťahovania. Vzhľadom na politickú situáciu v čase delenia ČSFR maximum dosahuje v roku 1993 (40,38 %), postupne jej pozícia slabne a stabilizuje sa na 15 % uvedených dôvodov. Medzi ďalšie dôvody zaraďujeme sobáš, bytové dôvody a priblíženie sa k pracovisku (viac ako 3 % podiel).

**Graf č. 7: Zahraniční imigranti do SR podľa dôvodu sťahovania a veku (2011)**



**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné diela 1992 – 2011, Sťahovanie)**

S ohľadom na vek imigrantov osoby vo veku 0 – 14 s viac ako 80 % podielom nasledujú rodinného príslušníka. Pri kategórii 15- až 24-ročných je príčinou migrácie štúdium; bohužiaľ, slovenské školy sú málo atraktívne pre zahraničných študentov. U 15- až 70-ročných pozorujeme ekonomickú migráciu typu zmena pracoviska a priblíženie k pracovisku (graf č. 7). S rastúcim vekom stúpajú zdravotné a bytové dôvody a vo veku 85+ opäť figuruje nasledovanie rodinného príslušníka. Opísaná situácia sa vzťahuje na rok 2011, pričom súhlasí s celým obdobím 1992 – 2011.

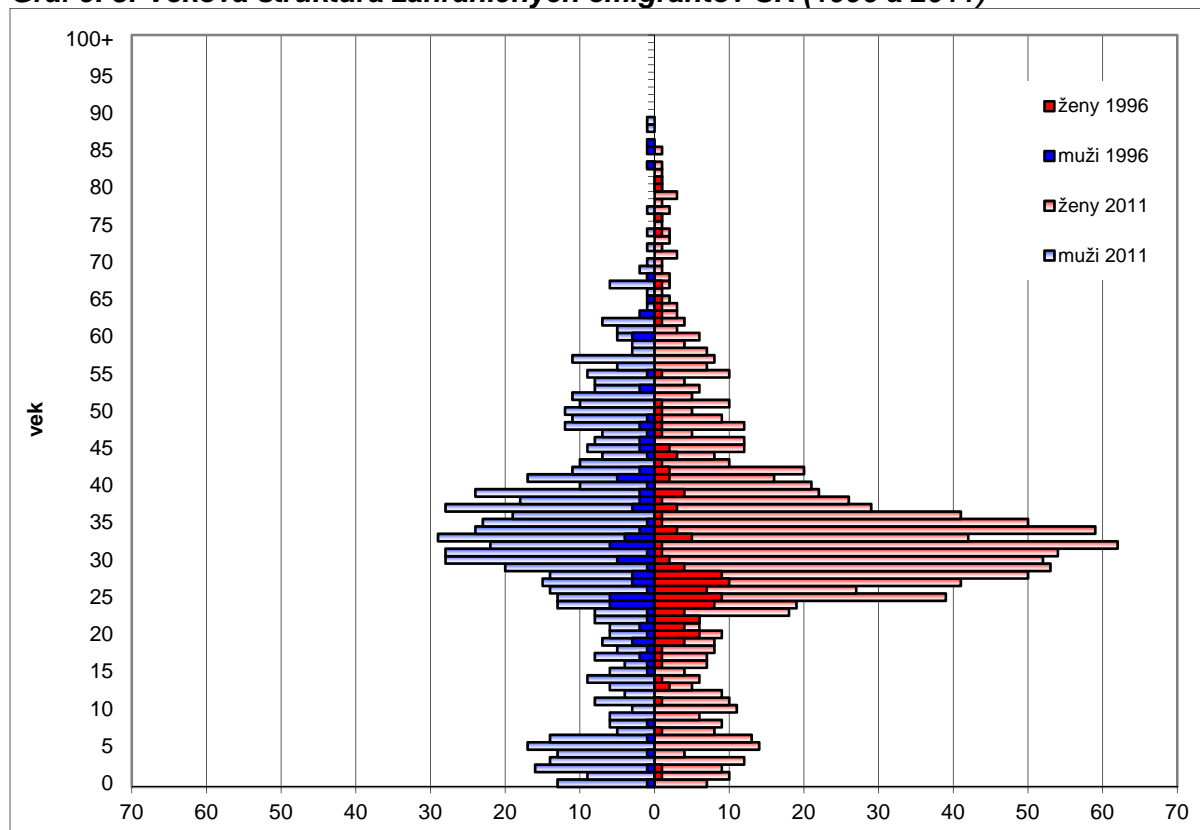
## Emigranti

Zahraničná emigrácia reprezentuje druh priestorovej mobility obyvateľstva zahŕňajúci vystažovanie obyvateľstva z krajiny pôvodu, prípadne ich obvyklého pobytu. Pohlavná štruktúra emigrantov sa vyvíja oveľa rovnomernejšie ako u imigrantov. Výnimku tvoria prvé sledované roky (1992 a 1993), keď sa vystažovalo takmer 20-tisíc obyvateľov SR a emigrácia zaznamenala maskulínny ráz. Od tohto obdobia sa prejavuje výrazná femininita s priemerom indexu maskulinity 680 ‰ (graf č. 2). Ženy v roku 1999 prekročili 60 % podiel na celkovom počte vystažovaných, ale v roku 2006 opäť klesol ich podiel tesne pod túto hranicu. Aktuálne počty (2011) reprezentuje 751 vystažovaných mužov a 1 112 žien.

<sup>4</sup> Mimo rokov 1993 a 1994, keď imigranti najčastejšie uvádzali ako dôvod nasledovanie rodinného príslušníka.

Z hľadiska vekových charakteristík emigračnej vlny dlhodobo vykazujú stabilný trend. Dominuje vysťahovalectvo produktívnej zložky, nasledované predproduktívnym obyvateľstvom, ktoré sa okrem roku 1996 zaraďuje vždy na druhé miesto. Strata produktívneho obyvateľstva okrem pár výnimiek predstavuje každoročne viac ako 80 % emigrácie.

**Graf č. 8: Veková štruktúra zahraničných emigrantov SR (1996 a 2011)**

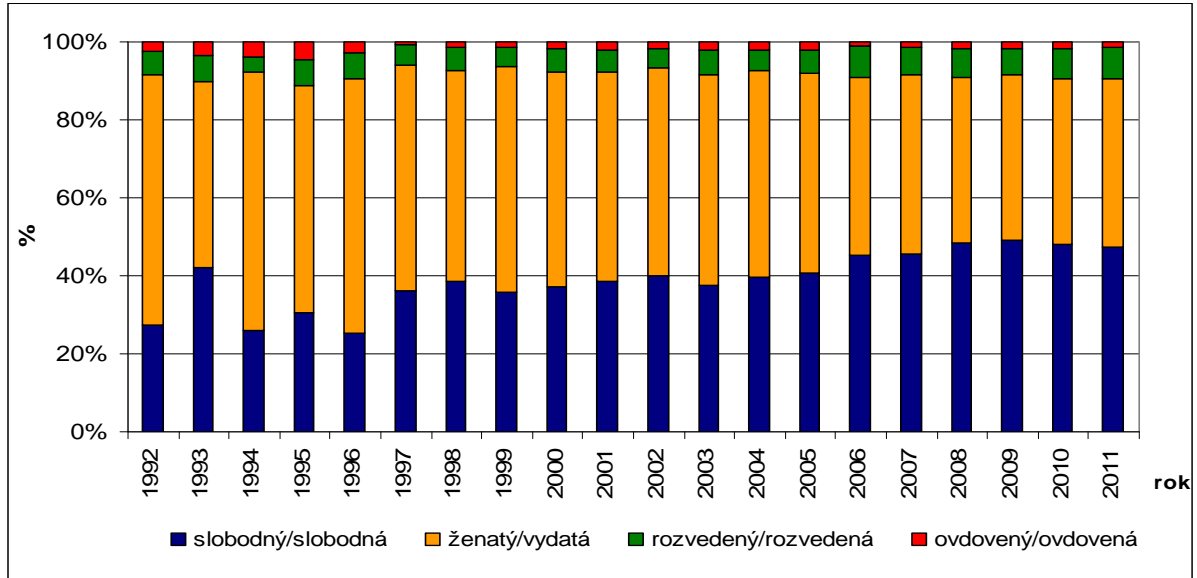


**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné diela 1992 – 2011, Sťahovanie)**

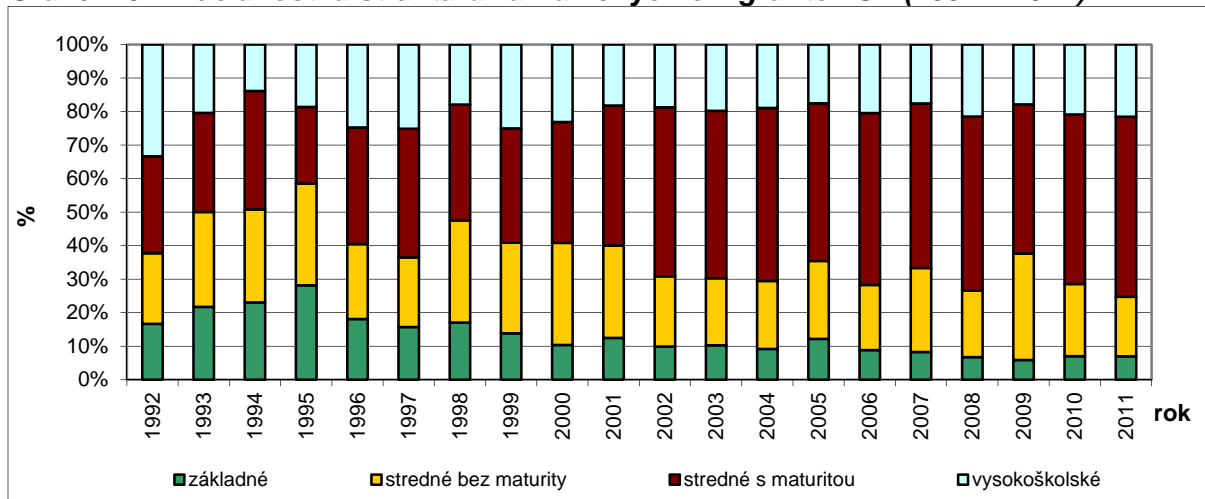
Na základe vekových pyramíd sa za najmobilnejších emigrantov považujú vekové kategórie 25- až 34-ročných. Feminizáciu emigrácie potvrdzuje ich pravostranná asymetria (graf č. 8). Od roku 1996 sledujeme nárast intenzity vysťahovania vo všetkých vekových kategóriách. Priemerný vek vysťahovaných sa pohybuje okolo 30,8 roka za celé sledované obdobie (muži 31,82; ženy 30,16). Celkovo sú vysťahovaní mladší ako prisťahovaní, v roku 2011 tento rozdiel predstavoval 1 rok<sup>5</sup>.

Emigranti nesúci status slobodní ešte neprekročili nadpolovičnú väčšinu, hoci sa k tomu schýľuje už od začiatku sledovaného obdobia. Veď od roku 1992 zvýšili svoj podiel o 20 percentuálnych bodov a v roku 2011 mali zastúpenie 47,29 % z úhrnu vysťahovaných. Na druhej strane vydaté emigrantky/ženatí emigranti dominovali do roku 2006, keď sa situácia obrátila v prospech slobodných. V roku 2011 evidujeme ich podiel 43,32 % na vysťahovaných zo SR. Prevládajú slobodní muži, ale vydaté ženy. Rozvedení a ovdovení zaujímajú nižšie percento ako u imigrantov, no s rovnakými tendenciami vývoja (graf č. 9).

<sup>5</sup> V roku 2000 viac ako 8-ročný rozdiel.

**Graf č. 9: Rodinný stav zahraničných emigrantov SR (1992 – 2011)**

Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné diela 1992 – 2011, Sťahovanie)

**Graf č. 10: Vzdelanostná štruktúra zahraničných emigrantov SR (1992 – 2011)**

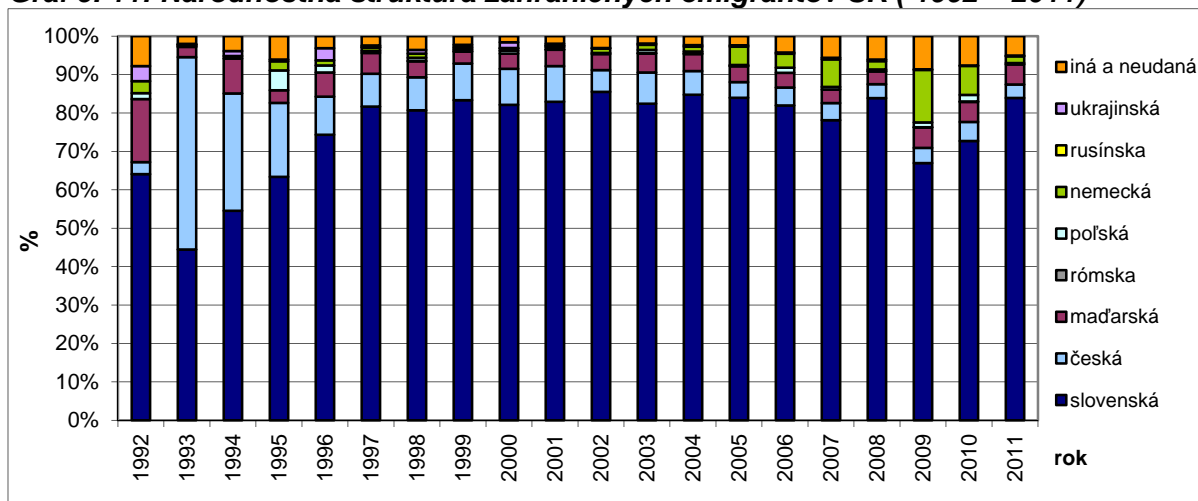
Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné diela 1992 – 2011, Sťahovanie)

Jednou z najväčších obáv Slovenskej republiky je tzv. brain drain alebo odlev mozgov. Je to už dlhotrvajúci proces smerovaný najmä do ČR, USA, Veľkej Británie, Nemecka a Rakúska. Nepriamu formu predstavuje aj emigrácia s cieľom študovať na vysokej škole v zahraničí, pretože následne sa tieto osoby často zamestnajú na miestnom trhu a nevracajú sa domov. Práve táto kategória je najviac početnou (stredoškolské vzdelanie s maturitou 2011 – 53,68 %). Evidovaní vysokoškolsky vzdelaní predstavovali v roku 2011 21,55 % (graf č. 10), v absolútnom ponímaní 342 osôb, avšak Divinský [4] odhaduje, že až 10-tisíc absolventov vysokých škôl (t. j. 1/3 zo všetkých) opúšťa ročne SR.

Ak hodnotíme národnostnú štruktúru emigrantov, prevažne odchádzajú ľudia slovenskej národnosti s viac ako 80 % podielom. Emigrácia je oveľa menej rôznorodá ako imigrácia. V našej krajine zahŕňa predovšetkým okrem spomínanej slovenskej národnosti hlavne českú, čo má korene v niekdajšom spoločnom štáte, ďalej nemeckú, maďarskú a poľskú. Pri porovnávaní národností a štátnych

občanstiev (graf č. 11) narazíme na skutočnosť, že slovenské štátne občianstvo (2011 – 91,4 %) predstavuje vyššie percento, ako vykazuje národnosť (2011 – 83,9 %) z už spomínaných dôvodov. Prevažnosť celkovej emigrácie žien znamená aj ich prevažnosť v rámci národnostného zloženia.

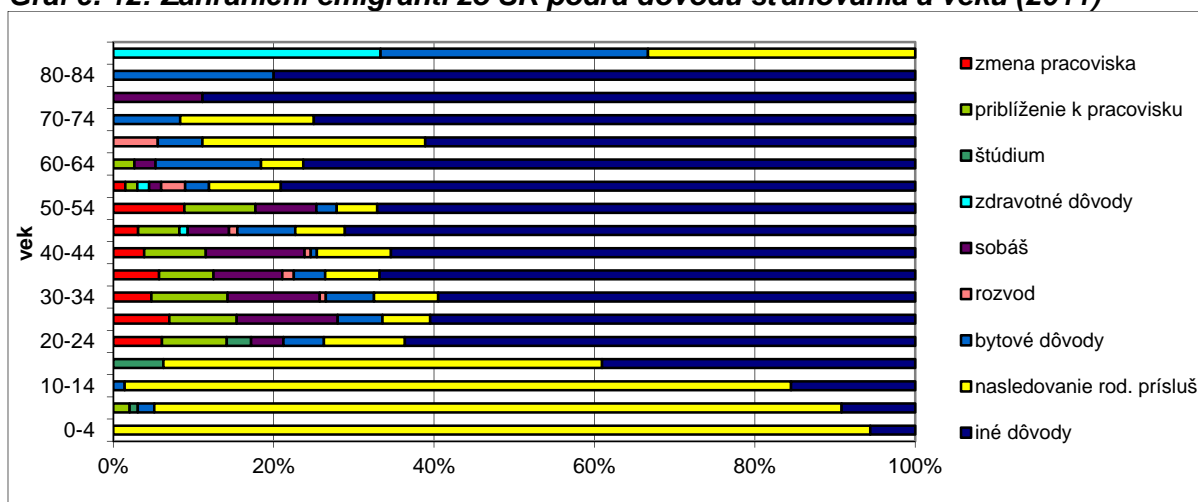
**Graf č. 11: Národnostná štruktúra zahraničných emigrantov SR (1992 – 2011)**



**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné diela 1992 – 2011, Sťahovanie)**

Takmer dve tretiny obyvateľov žijú v rozvojových krajinách. Emigrácia týchto obyvateľov je motivovaná prehlbujúcimi sa rozdielmi v životnej úrovni medzi rozvojovým a rozvinutým svetom, ale na odchod ich motivujú aj ekonomické, demografické a ekologické pomery.

**Graf č. 12: Zahraniční emigranti zo SR podľa dôvodu sťahovania a veku (2011)**



**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné diela 1992 – 2011, Sťahovanie)**

V krajinách pôvodu migrantov zohrávajú významnú motivačnú funkciu remitencie<sup>6</sup>. V rámci slovenských pomerov dominujú „iné dôvody“ (55,45 %) a nasledovanie rodinného príslušníka (21,2 %). Tretia priečka patrí sobášu, ktorý sa diferencovane prejavuje v pohlavnej štruktúre tejto kategórie emigrantov. Uzavretie manželstva je 6-

<sup>6</sup> Remitencie predstavujú usparené peniaze, ktoré migranti posielajú domov do svojej krajiny v snahe pomôcť rodinným príslušníkom zvýšiť ich životnú úroveň a zároveň prispievajú k ekonomickému rozvoju daného štátu.

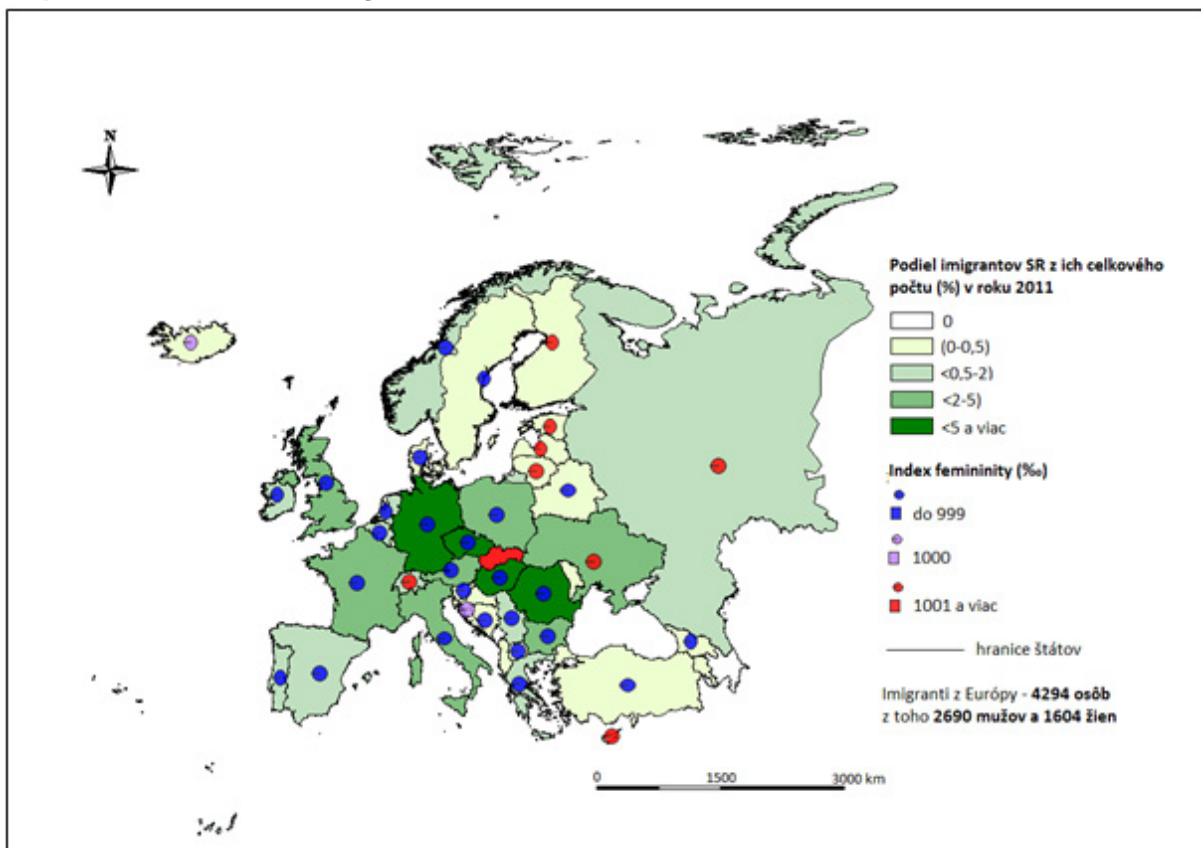
krát častejším dôvodom na sťahovanie u žien ako u mužov. V súčasnosti klesá jeho význam (7,5 %) oproti rokom 1999 – 2004 (hodnoty okolo 25 %). Bytové dôvody nútia emigrovať vyššie percento ako imigrovať. Vekové charakteristiky dôvodov sťahovania vykazujú podobné trendy ako u imigrantov (graf č. 12).

#### 4. PRIESTOROVÉ SÚVISLOSTI ZAHRANIČNEJ MIGRÁCIE

Medzinárodne orientovaná migrácia má svoje pozitívne aj negatívne aspekty, vplýva nielen na migranta samotného, ale aj na jednotlivé krajiny. V súčasnosti neexistuje exaktné delenie na zdrojové, tranzitné a cieľové krajiny. Koser [11] tvrdí, že „tradičný rozdiel medzi krajinou pôvodu, tranzitu a cieľovou destináciou sa pre migrantov stáva úplne nejasný. Dnes každá krajina na svete plní všetky tri funkcie, pretože emigranti odchádzajú, iní prechádzajú a pre niektorých sa stáva nová krajina cieľovou“.

Slovensko sa zaraďuje v rámci stredoeurópskych krajín medzi najmenšie menej známe krajiny a nepredstavuje pre cudzincov atraktívnu cieľovú destináciu. Dlhodobou najväčšou podiel prisťahovaných do SR je z európskych krajín (2011 – 88,92 %). Nasleduje imigrácia z Ázie (5,44 %) a z Ameriky (4,2 %). Aj z vývojového imigračného aspektu bola Európa vždy na vrchole pomyselného rebríčka nasledovaná Amerikou. Až v poslednej dekáde sa prejavuje zvýšená imigrácia ázijských prisťahovalcov, najmä Číňanov, Vietnamcov a Kórejčanov. Jednotlivé migračné toky sú najintenzívnejšie z našich susedných krajín, konkrétne z Českej republiky, Maďarska, Poľska a Rakúska (mapa č. 1).

**Mapa č. 1: Zahraničná imigrácia Slovenska**



Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné dielo 2011)

S vysokým obratom sa stretávame aj pri Rumunsku, Bulharsku, Nemecku, Spojenom kráľovstve a Taliansku. Z ostatných svetadielov imigranti pochádzajú predovšetkým z USA a Kanady, Austrálie a Egypta. Na lokálnej úrovni lákajú imigrantov najmä regióny západného Slovenska ako dôsledok prílevu zahraničných investícií s následnou tvorbou pracovných príležitostí. Dôležitú úlohu zohrávajú mzdové rozdiely regiónov vzhľadom na to, že imigranti sú ochotní v cieľovej destinácii akceptovať aj nižšiu pracovnú pozíciu, na akú sú kvalifikovaní.

Krajiny pôvodu strácajú obyvateľstvo schopné reprodukcie v produktívnom veku, t. j. kľúčovú ekonomickú silu. Avšak pre krajiny s vysokou úrovňou nezamestnanosti sa emigrácia považuje za pozitívum, čo sa však prejaví v spomalenom hospodárskom raste a v prípade najchudobnejších krajín sveta v prehĺbení ich problémov.

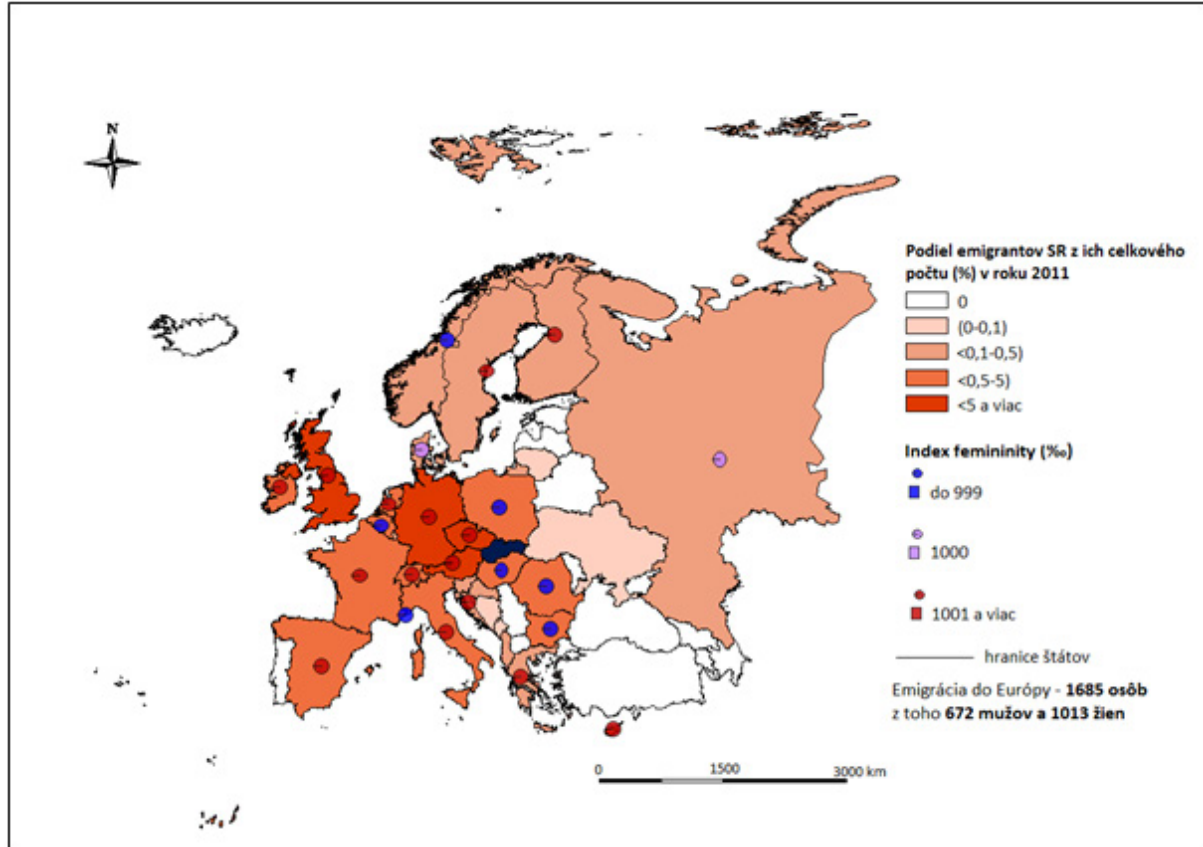
Zo Slovenska odchádzajú do zahraničia rôzne kategórie obyvateľov: nízkokvalifikovaní pracovníci ochotní pracovať za minimálnu mzdu až po vysokošpecializovaných odborníkov, ktorí u nás nenachádzajú adekvátne pracovné miesto a finančné ohodnotenie. Vyplňajú medzery na (zahraničnom) pracovnom trhu, zvyšujú dopyt po tovaroch a službách, pričom prinášajú so sebou aj riziko zvýšenia miery nezamestnanosti, vytlačania domácej pracovnej sily a znižovanie miezd. Napriek daným nevýhodám štúdie dokazujú, že imigranti viac prispievajú do sociálneho systému krajiny, ako z neho odoberajú<sup>7</sup> [8] [14]. Cieľovými krajinami migrantov SR sa stávajú európske krajiny, v ostatných dvoch dekádach sa ich podiel pohybuje stále nad 80 %.

Prevládajúci smer migrantov je z východu na západ. Od roku 1993 sledujeme určitú vývojovú zmenu priestorovej orientácie migrantov. Pád socializmu znamenal stratu záujmu o bývalé krajiny ZSSR a exploráciu nových možností, ktoré ponúkal kapitalistický svet. Postupne vnímame kvantitatívny nárast migračných tokov zo SR západným smerom. Najatraktívnejšími cieľovými destináciami sa stávajú okrem ČR prosperujúce regióny Rakúska, Spojeného kráľovstva, Talianska a Nemecka. Minimum emigrantov (do 20) ide „proti prúdu“ (do Ruska, Bulharska, Rumunska, na Ukrajinu). Ani susedné krajiny Poľsko a Maďarsko nie sú vyhľadávané našimi emigrantmi (mapa č. 2).

Emigrácia do Ameriky v súčasnosti predstavuje 6 % a je viazaná takmer výlučne na USA a Kanadu. Sťahovanie do Ázie je novinkou posledných štyroch rokov (2011 – 2,5 %). Vyhľadávané sú destinácie, ako Spojené arabské emiráty, Kórejská republika a Cyprus. Najmenšou intenzitou sa vyznačuje Afrika, ktorej podiel iba v dvoch rokoch vystúpil nad 1 % (1997 a 1998). Austrália a Nový Zéland majú dnes iba 0,8 % podiel, ostrovné štáty pre našich migrantov nie sú príťažlivé.

<sup>7</sup> Najvýznamnejší prínos predstavuje prílev vysokoškolených pracovníkov, u ktorých odpadajú výdavky na vzdelanie. Z pohľadu demografie to má priaznivý vplyv najmä na bezprostredné zvýšenie prírastku populácie, fertility, podielu mladých a zníženie mortality.



**Mapa č. 2: Zahraničná emigrácia Slovenska**

Zdroj údajov: Štatistický úrad SR (Pramenné dielo 2011)

## 5. ZÁVER

Slovenská republika v súčasnosti čelí viacerým demografickým výzvam, medzi ktoré patrí aj riešenie problému poklesu prírastku jej obyvateľstva. Zahraničná migrácia, ktorá prostredníctvom efektívnej migračnej politiky dokáže ovplyvniť nepriaznivý populačný vývoj, je jedným z možných riešení tohto problému. Legálna migrácia zahŕňa všetky migračné pohyby vykonávané v súlade s medzinárodnými dohodami a zákonnými predpismi danej krajiny, do ktorej migrant vstupuje, resp. ktorú opúšťa. Predstavuje proces, pre ktorý je dôležité nielen poznať početnosť migrantov, ale aj ich štruktúrne charakteristiky a príčiny ich sťahovania. Štruktúrne charakteristiky migrantov prinášajú cenné informácie, ktoré pomáhajú riešiť vzniknuté problémy a adekvátne na ne reagovať.

Oficiálne štatistiky deklarujú prisťahovanie 93 289 obyvateľov (na trvalý pobyt) do Slovenskej republiky v rozmedzí rokov 1992 – 2011. Naopak, vysťahovalo sa 40 636 obyvateľov. Situáciu na migračnej scéne za posledných 10 rokov ovplyvnil vo výraznej miere vstup Slovenska do Európskej únie. Od roku 2004 narastá intenzita prisťahovaných osôb a Slovensko sa stáva cieľovou destináciou migrantov. V posledných rokoch sme svedkami spomalenia migračného prírastku, čo je sprievodným javom prebiehajúcej hospodárskej krízy.

Štruktúrne charakteristiky zahraničných migrantov v mnohých smeroch odzrkadľujú súčasné tendencie rodinného reprodukčného správania.

Zahraniční imigranti Slovenska sú prevažne muži, ich pomer k ženám imigrantkám je 3 : 2. Dominancia obyvateľstva v produktívnom veku naznačuje jednu z hlavných motivácií sťahovania – prácu. Priemerný vek imigranta za ostatných 20 rokov bol 32,9 roka, pričom rozdiel medzi mužmi a ženami predstavoval 4 roky (2011). Ženy si hľadajú zamestnanie najmä v terciárnom sektore, kým muži uprednostňujú stavebníctvo, strojárstvo a manuálne práce v závislosti od krajín pôvodu. Trend sťahovania zosobášených osôb klesá. Najviac sa k nám za posledné roky prisťahovali slobodní so zastúpením viac ako 51 % v roku 2011. Dominantní sú prisťahovaní so stredným vzdelaním s maturitou, v posledných rokoch nasledovaní prisťahovanými s vysokoškolským vzdelaním. Národnostne na začiatku prevažovali osoby slovenskej národnosti ako doznievajúca reemigračná vlna, postupne strácajú svoje postavenie rovnako ako osoby vykazujúce českú národnosť. Od roku 1993 poklesla imigrácia občanov slovenskej národnosti o 50 percentuálnych bodov (2011 – 21,78 %). Krajínami pôvodu imigrantov sú prevažne susedné štáty SR (konkrétne Česká republika, Maďarsko, Poľsko a Rakúsko), ale aj nové členské štáty EÚ (Rumunsko, Bulharsko) a krajiny EÚ15. Európa sa podieľa na imigrácii do SR takmer 90 %.

Emigranti zo Slovenskej republiky nezaznamenali taký dramatický vývoj, akým bol vývoj imigrantov na Slovensko. Taká emigračná vlna, akú Slovensko zažilo počas delenia Československa, sa už nezopakovala. Dnešná miera emigrácie sa pohybuje v rádovo nižších dimenziách. V roku 1992 sa vysťahovalo vyše 11-tisíc osôb, kým v roku 2011 iba 1 863. Zásadná odlišnosť od prisťahovaných je v pohlavnej štruktúre, pretože emigruje väčšie množstvo žien ako mužov, ale v celkovom prírastku sťahovaním dominujú muži s podielom 76 %. Vo vekovom zložení emigrantov nie sú veľké diferencie oproti súboru imigrantov. Slovensko podľa očakávania stráca najviac obyvateľov slovenskej národnosti a rovnako obyvateľov so slovenskou štátnou príslušnosťou. Prevalu majú nevydaté ženy a neženatí muži. Emigruje viac osôb so stredným vzdelaním s maturitou, 20 % podiel na vysťahovaných majú vysokoškolsky vzdelaní ľudia. Z priestorového hľadiska prevládajú migračné toky smerom z východu na západ. Nové pôsobisko našich migrantov je predovšetkým v Českej republike, Rakúsku, Nemecku a Spojenom kráľovstve.

Niektoré z uvedených poznatkov o zahraničných migrantoch Slovenska sú zaťažené chybami, ktoré súvisia so získavaním prvotných údajov o migrácii. Pri hodnotení migračných pohybov je potrebné s týmito nepresnosťami kalkulovať. Súčasná koordinácia nariadení Európskeho spoločenstva a Rady o štatistike Spoločenstva o migrácii a medzinárodnej ochrane smeruje k vytvoreniu jednotnej koncepcie štatistiky medzinárodnej migrácie. Evidencia európskej migrácie s rastúcou mierou harmonizácie bude mimoriadne významná v analyzovaní rozsahu migrácie a v poznávaní štruktúr migrantov.

## LITERATÚRA

- [1] ANDRÁŠOVÁ, S. 2008. Načo je nám dobrá migrácia? IOM (<http://www.cpep.sk/fileadmin/Dokumenty/publikacie/migracia/Andrasova-migracia.pdf>).
- [2] Český statistický úrad, ČSÚ 2013. Demografické ročenky ([http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/casova\\_rada\\_demografie](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/casova_rada_demografie) prístup 21. 4. 2013).
- [3] DIVINSKÝ, B. 2005. Zahraničná migrácia v Slovenskej republike – stav, trendy, spoločenské súvislosti. Friedrich Ebert Stiftung. Bratislava. 216 s.

- [4] Divinský, B. 2007. Zahraničná migrácia v Slovenskej republike. Vývojové trendy od roku 2000. Bratislava: Výskumné centrum Slovenskej spoločnosti pre zahraničnú politiku. 68 s.
- [5] DIVINSKÝ, B., POPJAKOVÁ, D. 2007. Koľko Slovákov pracuje v zahraničí? (Jeden expertný odhad). Forum Statisticum Slovacum, roč. 3, č. 3, s. 70 – 76.
- [6] DRBOHLAV, D. 1997. Imigranti v České republice (s dôrazem na ukrajinské pracovníky a „západní“ firmy operujúci v Praze). Praha: Výzkumná zpráva grantu „Research Support Scheme“: No.: 662/1995. 3 s.
- [7] FÁREK, J. 2008. Mezinárodní ekonomická migrace: přínosy a rozpory. In: Mezinárodní politika. 6/2008, s. 8 – 10.
- [8] IOM, 2005: World Migration 2005. Costs and Benefits of International Migration, Medzinárodná organizácia pre migráciu, Ženeva.
- [9] JURČOVÁ, D. a kol. 2004. Demografická charakteristika obvodov Slovenskej republiky 1996 – 2003. Bratislava: INFOSTAT. 49 s. (<http://www.infostat.sk/vdc/pdf/demobvod.pdf>, prístup 4.4.2013).
- [10] JURČOVÁ, D. 2008. Pracovné migrácie v Slovenskej republike. Bratislava: INFOSTAT. 63 s.
- [11] KOSER, K. 2007. International Migration: A very short Introduction. New York: Oxford University Press.
- [12] Ministerstvo vnútra SR <http://www.minv.sk/?statne-obciansstvo-1> (prístup: 28. 4. 2013).
- [13] MLÁDEK, J. – KUSEDOVÁ, D. – MARENČÁKOVÁ, J. – PODOLÁK, P. – VAŇO, B. 2006. Demografická analýza Slovenska. 1. vyd. Univerzita Komenského Bratislava. 222 s.
- [14] STALKER, P. 2001. The No-nonsense Guide to International Migration. Verso, London.
- [15] Štatistický úrad Slovenskej republiky. ŠÚ SR 2010. Zahraničná migrácia (<http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=40> prístup 20. 3. 2013).
- [16] United Nations Department of Economic and Social Affairs (UN DESA), Trends in International Migrant Stock: The 2008. Revision, <http://esa.un.org/migration/index.asp?panel=1> (prístup: 28. 4. 2013).
- [17] VAŇO, B. et al. 2000. Populačný vývoj v Slovenskej republike 1999. Bratislava: INFOSTAT.
- [18] VAŇO, B. et al. 2001. Obyvateľstvo Slovenska 1945 – 2000. Bratislava: INFOSTAT.

***Výskum podporila Agentúra na podporu výskumu a vývoja v rámci riešenia projektu č. APVV-0018-12 s názvom Humánogeografické a demografické interakcie, uzly a kontradikcie v časopriestorovej sieti.***

## RESUMÉ

Zahraničná migrácia je v súčasnej etape populačného vývoja fenomén, ktorý sa čoraz viac dostáva do pozornosti viacerých vedných odborov a spoločenského záujmu. Rok 1989 sa stal v našich podmienkach významným medzníkom vo všetkých sférach spoločnosti, migráciu nevynímajúc. Hlavným poznatkom o zahraničnej migrácii Slovenska je skutočnosť, že sa podľa oficiálnych zistení stáva migračne ziskovou krajinou. Mimoriadne zaujímavým aspektom je vstup Slovenskej republiky do Európskej únie v máji 2004, ktorý predstavuje dôležitý míľnik zahŕňajúci otvorenie pracovného trhu vyspelejších krajín západnej Európy bez pracovných

povolení. Evidencia legálnej migrácie vytvára neúplnú a nepresnú údajovú databázu zahraničných migrantov. Evidencia prisťahovaných do krajiny viac-menej zodpovedá skutočnosti, keďže prihlásenie na pobyt pokrýva viacero systémov evidencie. Evidencia zahraničnej emigrácie vytvára značne podhodnotené dáta o osobách vysťahovaných z krajiny a zaostáva za väčšinou starých členských krajín EÚ.

Štruktúrne charakteristiky zahraničných migrantov v mnohých smeroch odzrkadľujú súčasné tendencie rodinného reprodukčného správania. Imigráciu Slovenska charakterizuje v celom sledovanom období maskulínny ráz. Dominancia obyvateľstva v produktívnom veku naznačuje jednu z hlavných motivácií sťahovania – prácu. Trend sťahovania zosobášených osôb klesá. Najviac sa k nám za posledné roky prisťahovali slobodní so zastúpením viac ako 51 % v roku 2011. Národnostne prevažovali osoby slovenskej národnosti ako doznievajúca reemigračná vlna, postupne však strácajú svoje postavenie rovnako ako česká národnostná zložka. Pokiaľ vynecháme kategóriu „iné dôvody“, ktorá dominuje, druhou najčastejšou motiváciou imigranta je nasledovanie rodinného príslušníka.

Zásadná odlišnosť emigrantov od prisťahovaných je v pohlavnej štruktúre. Prejavuje sa výrazná femininita s priemerom indexu maskulinity 680 ‰. Vo vekovom zložení emigrantov nie sú veľké diferencie oproti súboru imigrantov. Za najmobilnejších emigrantov sa považujú vekové kategórie 25- až 34-ročných. Slovensko podľa očakávania stráca najviac obyvateľov slovenskej národnosti a rovnako i slovenskej štátnej príslušnosti. Z priestorového hľadiska prevládajú migračné toky smerom z východu na západ. Nové pôsobisko našich migrantov je predovšetkým v Českej republike, Rakúsku, Nemecku a Spojenom kráľovstve.

## RESUME

International migration has increasingly come to the attention of several disciplines. The year 1989 has become an important milestone in all spheres of our society. Migration included, which passes relatively intense changes. According to official findings, SR becomes profitable migration country. Integration of Slovakia to the European Union in May 2004 is particularly interesting aspect. It is an important milestone including the opening of the labour market more developed countries of Western Europe without work permits. Registration of legal migration creates an incomplete and inaccurate datasets of foreign migrants. Registration of immigrants into the country more or less corresponds to reality, because it covers a number of systems of accounting. Registration of foreign emigration creates significantly undervalued data on persons displaced from the country and lags behind most of the old EU member states. In many ways, the structural characteristics of international migrants reflect current trends of the family, reproductive behaviour. Immigration of Slovakia is characterized by masculine character throughout the period. Emigrants are characterized by distinct femininity, with an average index of masculinity 680 ‰. The age structure of emigrants does not have great differences compared the file of immigrants. Most mobile emigrants are in the age group 25 - 34 year. Immigration of married persons decreases and immigration of single persons increases, their proportion was more than 51 % in 2011. Ethnically prevailed immigrants with Slovak nationality as subsiding re-emigration flow, gradually diminish their position as well as Czech nationality. As expected, most of emigrants are citizens of Slovak nationality. Regardless, the category "other reasons", which is dominant, the most common motivation is to follow a family immigration. From the point of view of spatial migration flows predominate direction from east to west. New realm of our migrants is the mainly in the Czech Republic, Austria, Germany and the United Kingdom.

## **PROFESIJNÉ ŽIVOTOPISY**

**Mgr. Marcela Káčerová, PhD.**, pôsobí ako odborná asistentka na Katedre humánnej geografie a demografie Prírodovedeckej fakulty UK v Bratislave. V roku 2009 na tomto pracovisku obhájila dizertačnú prácu. Bola spoluriešiteľkou viacerých vedeckovýskumných grantov a spoluautorkou máp v Atlase obyvateľstva Slovenska. Zameriava sa na štúdium demografických procesov a štruktúr, osobitne procesov populačného starnutia.

**Bc. Radka Horváthová** je absolventkou bakalárskeho štúdia na Katedre humánnej geografie a demografie Prírodovedeckej fakulty UK v Bratislave, odbor geografia a demografia. V súčasnosti pokračuje na magisterskom stupni štúdia v odbore humánna geografia a demografia v štátnej správe a samospráve. Primárne sa zameriava na zahraničnú migráciu Slovenska.

## **KONTAKT**

kacerova@fns.uniba.sk

radka.horvathova@gmail.com

**Šárka ŠUSTOVÁ**

**Český statistický úřad, Praha**

**Katedra demografie a geodemografie, Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy v Praze, Česká republika**

**Eliška ZYKMUNDOVÁ**

**Český statistický úřad, Praha**

**Katedra demografie a geodemografie, Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy v Praze, Česká republika**

### **PRACUJÍ, A PŘESTO JSOU CHUDÍ**

**Srovnávací analýza pracujících chudých v Česku a na Slovensku podle dat z výběrového šetření EU-SILC**

### **POOR, DESPITE WORKING**

**Comparative analysis of working poor in the Czech Republic and the Slovak Republic based on EU-SILC data**

#### **ABSTRAKT**

Hlavním cílem tohoto příspěvku je analyzovat populace pracujících chudých zaměstnanců v Česku a na Slovensku v roce 2010, a to na základě dat z výběrového šetření EU-SILC. V první části článku bude pozornost věnována definici chudoby a vymezení pracujících chudých. Druhá část se již věnuje výsledkům, a to jednak na úrovni jednotlivce a jednak na úrovni domácnosti. Příjmy ze zaměstnání a celkové osobní příjmy jsou srovnány s hranicí chudoby pro jednočlennou domácnost, zatímco ekvivalizovaný příjem domácnosti je porovnán s hranicí chudoby pro dané složení domácnosti. Nezbytnou součástí analytické části je rovněž srovnání charakteristik pracujících chudých v obou uvedených zemích.

#### **ABSTRACT**

The main aim of the article is to analyse populations of working poor employees in the Czech Republic and the Slovak Republic in 2010. The analysis is based on the EU-SILC data. The first part is devoted to the definitions of poverty and working poor, while the second one deals with the results of the analysis. Two different views are considered – the individual perspective and the household one. Wages and salaries and consequently overall personal income are compared with the poverty threshold for the household of single person, while the equivalised household income is confronted with the poverty threshold for the given household structure. The characteristics of working poor employees in both countries cannot be omitted.

#### **KLÍČOVÁ SLOVA**

chudoba, pracující chudí, hranice chudoby, Česko, Slovensko, EU-SILC

#### **KEY WORDS**

poverty, working poor, poverty threshold, Czech Republic, Slovak Republic, EU-SILC

## 1. ÚVOD

Pojem chudoba je v dnešní době spojován především s rozvojovými zeměmi, nicméně jejím měřením se zabývají i země vyspělé. Míra ohrožení osob chudobou, jejíž měření má význam zejména pro rozdělování sociální pomoci, je jedním z hojně využívaných hledisek k posouzení kvality života.

Na chudobu a na to, zda a kteří lidé jsou chudí, existuje mnoho pohledů, stejně jako přístupů k jejímu měření. Evropský statistický úřad (Eurostat) k tomuto účelu využívá míru ohrožení příjmovou chudobou (at-risk-of-poverty rate). Populace Česka i Slovenska patří mezi země s nejnižší mírou chudoby v Evropské unii (EU). V roce 2010 bylo v Česku 9,0 % chudých obyvatel (nejnižší míra v rámci EU-27), na Slovensku 12,0 % (5. nejnižší míra), zatímco průměr EU-27 byl na úrovni 16,3 % [7]. Problematika chudoby je velmi často spojována s nezaměstnaností. Vezmeme-li v úvahu úroveň chudoby osob ve věku 16 – 64 let podle převažující ekonomické aktivity během předchozího kalendářního roku, pak nejvyšší míra chudoby byla zaznamenána právě u nezaměstnaných. Průměrná výše v EU v roce 2010 činila 45,2 %. Na Slovensku i v Česku byla míra chudoby nižší, a to na úrovni 41,2 % shodně v obou zemích [7].

To, že má jedinec práci, by mu mělo garantovat, že nebude chudý, nicméně tomu tak není vždy. Existují lidé, kteří jsou chudí, přestože pracují. Chudoba pracujících osob byla v roce 2010 v EU-27 na úrovni 8,4 %. V Česku i na Slovensku byla pod tímto průměrem, a to 3,7 % (1. místo) v Česku a 5,3 % (7. místo) na Slovensku [7].

Stejně jako definic chudých, i vymezení pracujících chudých je nespočet a uvedené údaje vycházejí pouze z jednoho z nich. Pracující osoba je vymezena na úrovni jednotlivce, zatímco chudoba obvykle na úrovni domácnosti. Tento článek, jehož cílem je porovnat úroveň chudoby pracujících osob v Česku a na Slovensku, využívá rovněž alternativních definic chudoby vycházejících z úrovně jednotlivce. Kombinací těchto dvou přístupů k měření chudoby (individuálního a domácnostního) vznikají tři kategorie pracujících chudých, jejichž charakteristiky jsou zde u obou zemí také srovnány.

## 2. ZDROJ DAT

Výběrové šetření EU-SILC (European Union – Statistics on Income and Living Conditions) je domácnostní šetření, které na základě Nařízení 1177/2003 a navazujících prováděcích nařízení Evropské komise probíhá ve všech zemích Evropské unie a dále také v Chorvatsku, na Islandu, ve Švýcarsku, Norsku a Turecku. V Česku i na Slovensku toto zjišťování probíhá od roku 2005 a je hlavním zdrojem údajů o příjmech a chudobě. Data, která byla použita pro potřeby tohoto příspěvku, pocházejí z šetření EU-SILC 2010 a opírají se tak o příjmy domácností a jejich členů, které obdrželi v průběhu kalendářního roku 2009.

## 3. DEFINICE

Pracující chudí, v anglosaské literatuře nazývaní jako „working poor“, jsou definováni jako osoby, které pracují a zároveň jsou ohrožené chudobou. Termín pracující chudí je možné rozdělit na dvě části, které je nezbytné definovat, a to na pracující a chudé.

V literatuře existují tři běžně používané definice pracující osoby. První z nich je definice amerického U. S. Bureau of Labor Statistics, jež definuje pracovníka jako osobu, která strávila na trhu práce alespoň 27 týdnů v roce, což znamená, že buď pracovala, nebo práci hledala [1; 4; 5; 6]. Francouzský národní statistický úřad (INSEE) definuje pracovníka velmi podobně, a to jako člověka, který na trhu práce participoval po nejméně 6 měsících a alespoň jeden z toho pracoval. Třetí, nejpřísnější, vymezení používá Eurostat a pracovníka definuje jako jednotlivce, který po více než 6 měsících pracoval a pracuje i v současné době [1; 6]. Kritici tohoto posledního přístupu tvrdí, že právě z důvodu přílišné přísnosti použité definice, je vzorek pracujících osob příliš homogenní, a tudíž nereflektuje situaci na trhu práce. Úroveň chudoby je tak ovlivněna jinými faktory než trhem práce, a to zejména složením domácnosti [2; 6].

Analýza v tomto článku se opírá o kalendář ekonomické aktivity z šetření EU-SILC, kde se zjišťuje ekonomický status osob v každém měsíci předchozího kalendářního roku, zde v roce 2009. Pro potřeby tohoto článku byli zaměstnanci definováni jako osoby 16-leté a starší, které na plný úvazek pracovaly po celý kalendářní rok. Takovýchto osob bylo v Česku 3 451 tisíc a tvořily 33,2 % populace celého státu, zatímco na Slovensku splnilo tuto definici 1 961 tisíc osob (36,2 %) [8]. Hlavní rozdíl zde použitého vymezení oproti výše uvedeným definicím spočívá v zahrnutí pouze zaměstnanců, nikoli osob samostatně výdělečně činných. Zahrnutí osob samostatně výdělečně činných bývá problematické zejména vzhledem k nepřesným údajům za jejich příjmy pocházejících z výběrových šetření. Příjmy podnikatelů mohou v případě ztráty nabývat rovněž záporných hodnot, což nastoluje další metodické problémy, jak s takovými příjmy zacházet [3].

Druhá část termínu pracujících chudých odkazuje na definici chudoby. Domácnost jakožto přirozená ekonomická jednotka je rovněž často využívanou jednotkou sběru dat. K měření míry ohrožení příjmovou chudobou ji využívá i Eurostat. Standardní evropský indikátor, který se využívá k měření relativní chudoby na evropské úrovni – míra ohrožení příjmovou chudobou (at-risk-of-poverty rate), byl v tomto článku využit pro analýzu chudoby na úrovni domácnosti. Tento ukazatel se opírá o tzv. ekvivalizovaný příjem domácnosti.

Ekvivalizovaný příjem je celkový čistý příjem domácnosti vydělený počtem členů domácnosti převedeným na ekvivalentní osoby. Ekvivalizovaný příjem se vypočítá v následujících třech krocích:

1. sečtou se všechny peněžní příjmy domácnosti ze všech zdrojů a od všech členů domácnosti, stejně jako peněžní příjmy, které dostává domácnost jako taková; hrubé příjmy se zdaní a odečtou se od nich veškeré povinné položky (např. sociální pojištění);
2. aby byly zohledněny rozdíly ve velikosti a složení domácnosti, tak se celkový čistý příjem domácnosti vydělí počtem ekvivalentních osob, k čemuž byla využita tzv. modifikovaná škála OECD (Organisation for Economic Cooperation and Development), která jednotlivým členům domácnosti přiřazuje váhy následujícím způsobem: 1,0 první dospělé osobě v domácnosti, 0,5 každé další dospělé osobě v domácnosti (osobě ve věku 14 a více let) a 0,3 každému dítěti do 13 let včetně;
3. výsledný ekvivalizovaný příjem je přiřazen každému členu dané domácnosti.



Míra ohrožení příjmovou chudobou potom udává podíl osob, které se s ekvivalizovaný příjmem jejich domácnosti nacházejí pod hranicí chudoby pro dané složení domácnosti. Hranice chudoby je stanovena jako 60 % mediánu národního ekvivalizovaného příjmu. V roce 2010 činila hranice chudoby pro jednočlennou domácnost 4 235 EUR v Česku a 3 670 EUR na Slovensku, což přepočteno na měsíční částky znamená 353 EUR, resp. 306 EUR v Česku, resp. na Slovensku [8]. Kritici tohoto přístupu, založeného na příjmech domácnosti, tvrdí, že tato metoda předpokládá sdílení příjmů a životních podmínek mezi všemi členy domácnosti. Další problém vidí v kombinaci individuální a domácnostní úrovně. Úroveň chudoby založená na ekvivalizovaném příjmu domácnosti je ovlivněna zejména strukturou domácnosti, která však nemusí být ve všech zemích stejná, a proto je takto vypočtená míra chudoby podle některých autorů mezi státy nesrovnatelná [1; 6].

Protože pracovník (v případě tohoto článku zaměstnanec) je definován na individuální úrovni, zatímco chudoba na úrovni domácnosti, vzniká problém se srovnatelností. Z tohoto důvodu byly navrženy alternativní definice chudoby, měřené na úrovni jednotlivce, např. tzv. poverty in earned income (PEI), který byl v mírně upravené podobě využit i v tomto článku [6].

Poverty in earned income neboli chudoba založená na příjmu jednotlivce, který si vydělal, je definována na individuální úrovni a ukazuje podíl osob s příjmem pod hranicí chudoby. Tento příjem je obvykle definován jako suma příjmů z pracovní činnosti (zaměstnání, podnikání), a to včetně dávek nemocenského pojištění jakožto přímé náhrady za ucházející mzdu [6]. V rámci této analýzy byl tento koncept upraven a jako vydělaný příjem se chápe pouze příjem ze zaměstnání včetně nemocenských dávek, který je následně porovnán s hranicí chudoby pro jednočlennou domácnost<sup>1</sup>. Tímto způsobem získáme podíl osob, které by byly chudé v případě, že by žily v samostatné domácnosti a byly odkázány pouze na svůj příjem ze zaměstnání.

K tomuto příjmu jsou postupně přičítány další osobní příjmy jako příjmy z podnikání, sociální dávky atd. až do té doby než je dosaženo celkového osobního příjmu. Tímto způsobem lze pozorovat, jaký vliv na snižování chudoby zaměstnanců mají jednotlivé typy příjmů. Celkový osobní příjem je následně rovněž porovnán s hranicí chudoby pro jednočlennou domácnost.

Zkombinujeme-li individuální a domácnostní pohled na chudobu, dostaneme čtyři skupiny zaměstnanců – 3 skupiny pracujících chudých (chudé z obou pohledů (tzv. jádro pracujících chudých), chudé pouze z individuálního pohledu, chudé pouze z domácnostního pohledu) a zbývající skupinu, kterou tvoří osoby, jež nejsou chudé ani z jednoho úhlu pohledu, a proto je nelze považovat za pracující chudé. Podobně lze populaci zaměstnanců rozdělit na čtyři skupiny kombinací dvou různých

<sup>1</sup> *Roční hranice chudoby pro jednočlennou domácnost byla na úrovni 4 235 EUR čistého ekvivalizovaného příjmu domácnosti v Česku a 3 670 EUR čistého ekvivalizovaného příjmu na Slovensku. Protože za Slovensko byly individuální příjmy k dispozici pouze hrubé, bylo přistoupeno k úpravě měsíční hranice chudoby na hrubou, a to v závislosti na platné daňové a pojistné legislativě v obou zemích. Na Slovensku byla aplikována sazba pojištění 13,4 %, sazba daně 19,0 % a sleva na poplatníka 296,61 EUR. V Česku pak sazba pojištění zaměstnance 11,0 %, sazba pojištění zaměstnavatele 34,0 %, sazba daně 15,0 % a sleva na poplatníka 2 070 Kč. Hrubá roční hranice chudoby v Česku činila 4 789 EUR a na Slovensku 4 267 EUR.*

individuálních pohledů na chudobu (na základě příjmů ze zaměstnání a celkového osobního příjmu).

#### 4. VÝSLEDKY

Zaměstnanci pracující na plný úvazek po celý kalendářní rok tvořili velkou část populací v obou zemích, a to více než třetinu. Kolik z nich je z různých hledisek považováno za chudé, je předmětem této části článku, stejně jako jejich charakteristiky.

#### 5. INDIVIDUÁLNÍ ÚROVEŇ

Skupinu celoročně zaměstnaných osob tvořila v roce 2010 v obou zemích více než třetina všech obyvatel. Porovnáme-li zvolené země vzhledem k chudobě podle příjmu jednotlivce, zjistíme, že podíl pracujících chudých osob byl v Česku nižší než na Slovensku. Zatímco v Česku najdeme 143 tisíc (t. j. 4,3 %) zaměstnanců s nižším příjmem ze zaměstnání než je hranice chudoby pro jednočlenné domácnosti (t. j. 4 235 EUR ročně v Česku a 3 670 EUR na Slovensku), na Slovensku byla četnost těchto osob vyšší. Chudobou na individuální úrovni zde bylo ohroženo téměř 146 tisíc zaměstnanců, kteří tvořili 7,4 % na plný úvazek pracující populace.

Celkový soubor všech zaměstnanců je možné rozdělit do čtyř podskupin pracovníků podle toho, zda byli ohroženi chudobou jen dle svého příjmu ze zaměstnání nebo i podle celkového osobního příjmu. Schéma tohoto rozdělení je znázorněno na tab. 1, z něhož je zřetelné, že v Česku i na Slovensku je nejčetnější skupinou chudých zaměstnanců soubor osob, které můžeme považovat za chudé z obou hledisek.

**Tabulka č. 1: Rozdělení skupiny celoročně pracujících zaměstnanců do podskupin podle jejich příjmu ze zaměstnání a celkového osobního příjmu, ČR, SR, 2010**

		Chudoba dle příjmu ze zaměstnání Počet zaměstnanců (v tis.)/podíl zaměstnanců (v %)	
		Pod hranicí chudoby	Nad hranicí chudoby
Chudoba dle celkového osobního příjmu	Pod hranicí chudoby	Podskupina 1 ČR: 132 tisíc (3,8 %) SR: 133 tisíc (6,8 %)	Podskupina 2 ČR: žádné případy SR: žádné případy
	Nad hranicí chudoby	Podskupina 3 ČR: 17 tisíc (0,5 %) SR: 13 tisíc (0,7 %)	Podskupina 4 ČR: 3 302 tisíc (95,7 %) SR: 1 815 (92,5 %)

**Zdroj dat: EU-SILC 2010**

Poznámky:

*Podskupina 1* = zaměstnanci, kteří byli chudí jak podle příjmu ze zaměstnání, tak celkového osobního příjmu.

*Podskupina 2* = zaměstnanci, kteří nebyli chudí podle příjmu ze zaměstnání, ale byli chudí podle celkového osobního příjmu.

*Podskupina 3* = zaměstnanci, kteří byli chudí podle příjmu ze zaměstnání, ale nebyli chudí podle celkového osobního příjmu.

*Podskupina 4* = zaměstnanci, kteří nebyli chudí ani podle příjmu ze zaměstnání, ani podle celkového osobního příjmu

Při hodnocení chudoby na individuální úrovni (t. j. při použití PEI) je tedy nutné zohlednit i další osobní příjmy dotázaných, které mohou udržet jednotlivce nad hranicí chudoby (viz tab. 2). Tyto příjmy snižovaly v roce 2010 podíl chudých zaměstnanců v Česku o 0,5 p. b. na 3,8 % (absolutně na odhadovaných 132 tisíc osob) a na Slovensku o 0,6 p. b. na 6,8 % (absolutně na zhruba 133 tisíc osob). Nejvýznamněji se přitom zmenšilo zastoupení pracujících chudých v obou populacích po zahrnutí sociálních transferů, jako jsou starobní, pozůstalostní a invalidní důchody. U pracujících důchodců jde ovšem o obrácený vztah, kdy pracovní příjmy pomáhají k udržení či ke zlepšení životních podmínek osob v důchodu. Na druhou stranu další příjmy například ze samostatně výdělečné činnosti neměly na pokles podílu chudých zaměstnanců ani v jedné zemi významný vliv.

**Tabulka č. 2: Míra ohrožení příjmovou chudobou založená na příjmu jednotlivce po postupném zahrnutí dalších příjmů, ČR, SR, 2010**

	ČESKO		SLOVENSKO	
	%	rozdíl v p. b.*	%	rozdíl v p. b.*
<b>PEI</b>	<b>4,3</b>		<b>7,4</b>	
ohrožení chudobou po zahrnutí:				
příjmů z podnikání	4,3	0,0	7,4	0,0
podpory v nezaměstnanosti	4,3	0,0	7,4	0,0
starobních důchodů	4,2	0,1	7,2	0,2
vdovských/vdoveckých důchodů	4,2	0,0	7,0	0,2
invalidních důchodů	3,9	0,3	6,8	0,2
ostatních příjmů	<b>3,8</b>	0,1	<b>6,8</b>	0,0

**Zdroj dat: EU-SILC 2010**

Poznámky:

*PEI* = Poverty in Earned Income tzn. chudoba na základě příjmu ze zaměstnání.

\* Rozdíl v p. b. značí rozdíl v míře chudoby po zahrnutí dalšího příjmu, např. míra chudoby po započítání příjmů ze zaměstnání je v Česku 4,3 %, zahrneme-li k těmto příjmům příjmy z podnikání, míra ohrožení chudobou bude 4,3 % a rozdíl v procentních bodech tak činí 0,0 p. b. Totéž platí po zahrnutí podpor v nezaměstnanosti. Zahrneme-li dále také starobní důchody, míra ohrožení chudobou se sníží na 4,2 %, rozdíl tak bude 0,1 p. b. atd.

**Podskupina 1: chudí podle příjmů ze zaměstnání i celkových osobních příjmů**

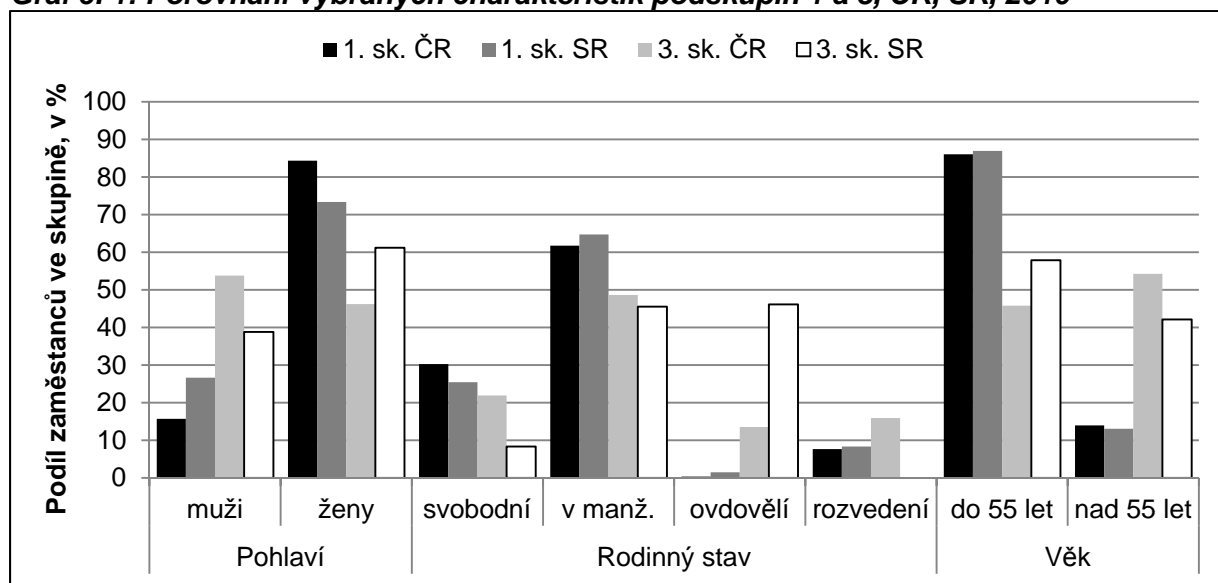
Tato skupina chudých zaměstnanců, kteří mají příjmy pod hranicí chudoby i po obdržení různých sociálních dávek, má v obou zemích podobné charakteristiky. Obecně můžeme říci, že v této skupině převažovaly ženy, zaměstnanci s nižším vzděláním a osoby ve věku do 30 nebo nad 50 let, které žily spíše ve větších domácnostech. Tyto osoby také oproti průměru častěji deklarovaly horší zdravotní stav s častějším výskytem chronických nemocí nebo různých omezení v činnostech, které lidé obvykle dělají.

**Podskupina 3: chudí podle příjmů ze zaměstnání, nad hranicí chudoby podle celkové osobního příjmu**

Češi a Slováci se na individuální úrovni lišili zejména v této skupině osob, kterou tvořili zaměstnanci, jejichž příjem ze zaměstnání byl nižší, než je hranice chudoby.

Podle jejich celkového osobního příjmu je ale nešlo považovat za chudé. Z výše uvedeného vyplývá, že tito lidé pobírali nějaké sociální dávky, které zvyšovaly jejich příjem nad hranici chudoby. U obou zemí se jednalo o osoby se spíše horším zdravotním stavem, v Česku však převažovali v této skupině muži a osoby nad 55 let (54 %), na Slovensku spíše (ovdovělé) ženy (61 %) a lidé do 55 let (58 %). Další odlišností byl převažující typ domácnosti, v němž tyto osoby žily. V Česku najdeme v tomto podsouboru osob vyšší podíl domácností jednotlivců, na Slovensku převažovaly vícečlenné domácnosti.

**Graf č. 1: Porovnání vybraných charakteristik podskupin 1 a 3, ČR, SR, 2010**



**Zdroj dat: EU-SILC 2010**

Poznámky:

*Podskupina 1* = zaměstnanci, kteří byli chudí jak podle příjmu ze zaměstnání, tak celkového osobního příjmu.

*Podskupina 3* = zaměstnanci, kteří byli chudí podle příjmu ze zaměstnání, ale nebyli chudí podle celkového osobního příjmu.

## 6. INDIVIDUÁLNÍ VS. DOMÁCNOSTNÍ ÚROVEŇ

Druhou možností, jak analyzovat celoročně pracující zaměstnance, je komparace jejich osobního příjmu s tzv. ekvivalizovaným příjmem domácnosti, které byli členem. Další osoby v domácnosti totiž mohou výrazně změnit životní podmínky zkoumaných zaměstnanců.

V Česku bylo chudobou na domácnostní úrovni ohroženo 2,2 % a na Slovensku 3,1 % všech zaměstnanců, tedy významně méně než v případě individuální úrovně. Pětina Čechů a dvě pětiny Slováků chudých podle příjmu domácnosti byly přitom chudé také podle jejich celkového osobního příjmu, absolutně to tedy odpovídalo 14 tisícům českých (t. j. 0,4 %) a 26 tisícům slovenských (t. j. 1,3 %) zaměstnanců. Právě tyto osoby tak tvořily jádro pracujících chudých, které je třeba detailně charakterizovat také v porovnání s ostatními skupinami pracovníků.

Pro tento účel můžeme obdobně jako u chudoby na individuální úrovni populaci zaměstnanců rozčlenit do čtyř podskupin. Jednotlivé podskupiny se v tomto případě

liší tím, zda jejich členové byli ohroženi chudobou na individuální či domácnostní úrovni, popř. na obou. Rozdělení do jednotlivých podsouborů je uvedeno v tab. 3.

**Tabulka č. 3: Rozdělení skupiny celoročně pracujících zaměstnanců do podskupin podle jejich celkového osobního příjmu a ekvivalizovaného příjmu domácnosti, ČR, SR, 2010**

		Chudoba podle osobního příjmu jednotlivce počet zaměstnanců (v tis.)/podíl zaměstnanců (v %)	
		Pod hranicí chudoby	Nad hranicí chudoby
Chudoba podle příjmu domácnosti	pod hranicí chudoby	Podskupina A ČR: 14 tisíc (0,4 %) SR: 26 tisíc (1,3 %)	Podskupina B ČR: 60 tisíc (1,7 %) SR: 35 tisíc (1,8 %)
	nad hranicí chudoby	Podskupina C ČR: 117 tisíc (3,4 %) SR: 107 tisíc (5,5 %)	Podskupina D ČR: 3 259 tisíc (94,5 %) SR: 1 794 (91,4 %)

**Zdroj dat: EU-SILC 2010**

Poznámky:

*Podskupina A* = zaměstnanci, kteří byli chudí jak podle celkového osobního příjmu, tak ekvivalizovaného příjmu domácnosti.

*Podskupina B* = zaměstnanci, kteří nebyli chudí podle celkového osobního příjmu, ale byli chudí podle ekvivalizovaného příjmu domácnosti.

*Podskupina C* = zaměstnanci, kteří byli chudí podle celkového osobního příjmu, ale nebyli chudí podle ekvivalizovaného příjmu domácnosti.

*Podskupina D* = zaměstnanci, kteří nebyli chudí ani podle celkového osobního příjmu, ani podle ekvivalizovaného příjmu domácnosti.

### **Podskupina A: chudí na individuální i domácnostní úrovni**

První podskupinu zaměstnanců označujeme jako jádro pracujících chudých. Právě tyto osoby jsou příjmovou chudobou nejohroženější, a to podle všech zkoumaných hledisek. Jejich situaci jim totiž nezlepší ani dodatečné příjmy v podobě různých sociálních dávek nebo dalších výdělků, ani složení jejich domácnosti. Také z tohoto důvodu je třeba tuto skupinu co nejpodrobněji analyzovat, aby případné změny sociální podpory či podoby konceptu minimální mzdy mohly být skutečně zacíleny na nejrizikovější soubor pracujících osob.

V Česku i na Slovensku najdeme mezi pracujícími chudými zejména ženy, a to z více než dvou třetin. Podíl žen v této skupině byl v roce 2010 vyšší v Česku než na Slovensku, konkrétně o 2,5 p. b. Z dalších charakteristik společných pro obě země lze jmenovat například spíše nižší úroveň vzdělání, významně vyšší zastoupení rozvedených osob a nejvyšší podíl domácností jednotlivců (konkrétní hodnoty viz tab. 4). Tyto chudé pracující osoby nejčastěji ve věku 30 – 49 let měly dále v zaměstnání spíše nižší postavení s nižší mírou zodpovědnosti.

Populace pracujících chudých se v roce 2010 v Česku a na Slovensku také v mnoha ohledech lišila. Nejvýraznější odlišností byl čtyřikrát častější výskyt

neúplných domácností s dětmi v Česku než na Slovensku, kde je naopak téměř pětkrát více domácností s příjmem pod 300 EUR měsíčně než v ČR (po přepočtení českých příjmů na eura). Slovenští chudí zaměstnanci pak častěji obývaly rodinné domy v řídké osídlených oblastech, v Česku oproti tomu tyto osoby najdeme spíše v bytových domech v hustě osídlených regionech. Tomu také odpovídá diferenciac domácností podle typu právního užívání bytu či domu, kdy slovenské společně hospodařící skupiny osob žily čtyřikrát častěji v bytech či domech v osobním vlastnictví.

Obecně pak lze shrnout, že typickou domácností chudých zaměstnanců byla v Česku i na Slovensku domácnost samostatně žijících zejména rozvedených žen. V Česku mezi pracujícími chudými však najdeme také významný podíl neúplných domácností s dětmi, v nichž byla osoba v čele domácnosti žena.

### ***Podskupina B: chudí na domácnostní úrovni, nad hranicí chudoby na individuální úrovni***

Tuto podskupinu představovali v obou zemích ze zhruba 53 % muži – živitelé rodiny, jejichž celkové osobní příjmy byly nad hranicí chudoby. Kvůli složení jejich domácností, v nichž najdeme v obou zemích často nepracující ženy, které zůstaly doma s dětmi, však není příjem domácnosti dostatečný na to, aby udržel zaměstnance nad hranicí chudoby. Tuto skutečnost dokazují i další charakteristiky osob, které žily nejčastěji v manželství v úplných rodinách s dětmi (podíl čistých úplných rodin s dětmi je nejvyšší ze všech sledovaných podskupin) v domácnostech s celkovou nízkou pracovní intenzitou. Češi se v této skupině od Slováků lišili především vyššími zaměstnaneckými příjmy, kdy podíl zaměstnanců s příjmy mezi jedním až dvěma tisíci eury měsíčně je v Česku více než trojnásobný.

### ***Podskupina C: nad hranicí chudoby na domácnostní úrovni, chudí na individuální úrovni***

Třetí skupina sdružuje oproti předchozímu podsouboru osoby, které svými osobními příjmy spadaly pod hranici chudoby pro jednočlennou domácnost, díky příjmům dalších členů v domácnosti se ale dostaly nad hranici chudoby pro dané složení domácnosti. Tito zaměstnanci byly především vdané ženy, jež žily ve společné domácnosti s lépe vydělávajícími muži. Zastoupení žen v této skupině bylo dvojnásobně vyšší než v celém souboru zaměstnaných osob pracujících na plný úvazek 12 měsíců v roce. V Česku dosahoval podíl žen v této skupině zaměstnanců 86 %, tedy o 11,4 p. b. více než na Slovensku.

Typickou domácností osob ze třetí podskupiny tak byly v roce 2010 jak v Česku, tak na Slovensku úplné domácnosti s dalšími členy či partnerské páry, v nichž obě osoby byly chudé na individuální úrovni, díky společnému soužití se však nacházely nad hranicí chudoby pro dané složení domácnosti.

### ***Podskupina D: nad hranicí chudoby na domácnostní úrovni i individuální úrovni***

Poslední většinou skupinu zaměstnanců tvořily v roce 2010 osoby, které nebyly chudé ani na individuální, ani na domácnostní úrovni. Pro tyto jednotlivce žijící nejčastěji v úplných domácnostech bez dětí byla typická vyšší úroveň vzdělání a vyšší osobní příjmy než pro chudé pracovníky.

Česko a Slovensko se v tomto podsouboru pak lišily kromě výše obdržného příjmu zejména tím, že v Česku pozorujeme častější výskyt vedoucích pozic v zaměstnání a o něco vyšší podíl mužů.

**Tabulka č. 4: Porovnání vybraných charakteristik u jednotlivých podskupin zaměstnanců, ČR, SR, 2010**

Skupina/charakteristika		Česko				Slovensko			
		podskupina				podskupina			
		A	B	C	D	A	B	C	D
Pohlaví	muži	29,5	53,0	14,0	57,7	32,0	53,8	25,4	53,7
	ženy	70,5	47,0	86,0	42,3	68,0	46,2	74,6	46,3
Věk	do 29	17,7	5,0	20,8	14,2	14,0	7,8	20,8	16,4
	30 – 49	51,8	68,0	50,9	56,3	58,4	74,1	52,3	54,9
	50 – 64	30,5	27,0	28,4	28,6	26,3	18,1	27,9	28,4
	65+	0,0	0,0	0,0	0,9	1,3	0,0	0,0	0,3
Rodinný stav	svobodní	26,1	16	30,8	25,9	23,7	10,6	25,9	25,8
	v manželství	44,7	62,2	63,8	61,3	55,3	78,8	67	64,3
	ovdovělí	3,1	3,4	5,4	1,9	4,6	3,8	0,8	2,1
	rozvedení	26,1	18,4	0,0	10,9	16,4	6,8	6,4	7,7
Typ domácnosti	jednotlivci	32,1	1,9	0,8	7,7	23,2	0,0	1,1	5,7
	partnerské páry bez dětí	3,1	15,8	19,9	21,8	5,9	3,5	10,2	14,1
	čisté úplné r. s dětmi	33,9	50,6	26,2	35,0	36,4	59,7	25,8	31,0
	čisté neúplné r. s dětmi	20,6	15,1	0,6	2,4	5,5	6,9	0,4	2,1
Příjem (v eurech za měsíc)	do 300	16,1	0,0	8,5	0,1	76,0	3,0	49,9	0,4
	301 – 1000	83,9	97,1	91,5	72,7	24,0	96,2	50,1	86,8
	1001 – 2000	0,0	2,9	0,0	24,3	0,0	0,8	0,0	11,8
	nad 2000	0,0	0,0	0,0	2,9	0,0	0,0	0,0	1,1

**Zdroj dat: EU-SILC 2010**

Poznámky:

*Podskupina A* = zaměstnanci, kteří byli chudí jak podle celkového osobního příjmu, tak ekvivalizovaného příjmu domácnosti.

*Podskupina B* = zaměstnanci, kteří nebyli chudí podle celkového osobního příjmu, ale byli chudí podle ekvivalizovaného příjmu domácnosti.

*Podskupina C* = zaměstnanci, kteří byli chudí podle celkového osobního příjmu, ale nebyli chudí podle ekvivalizovaného příjmu domácnosti.

*Podskupina D* = zaměstnanci, kteří nebyli chudí ani podle celkového osobního příjmu, ani podle ekvivalizovaného příjmu domácnosti.

## 7. INDIVIDUÁLNÍ VS. DOMÁCNOSTNÍ ÚROVEŇ (PŘÍJMY PER CAPITA)

K porovnání příjmů (a chudoby) jednotlivých domácností se nejčastěji využívá příjmů na osobu nebo domácnost. Stále častěji se však analyzují příjmy upravené podle ekvivalenčních škál (např. modifikované škály OECD), které zohledňují rozdíly ve velikosti a složení domácnosti. Potřeby domácnosti, jako je velikost bytu nebo spotřeba energií (elektřiny, plynu atd.), totiž nerostou proporcionálně s každým členem domácnosti. Neplatí tak například, že jednatelce využívá třikrát méně elektřiny než tříčlenná domácnost. Také z tohoto důvodu se celkové příjmy domácnosti upravují o velikost spotřební jednotky, která bere v potaz úspory na

nákladech na předměty či služby, jež slouží většímu počtu členů domácnosti. Jelikož jsou takto vzniklé (ekvivalizované) příjmy vyšší než příjmy na osobu (tzv. per capita), je zřejmé, že podíl chudých zaměstnanců by měl být podle tohoto přístupu nižší. Konkrétní počty a podíly zaměstnanců v jednotlivých podskupinách vytvořených na základě kombinací chudoby na individuální a domácnostní úrovni podle příjmů na osobu (per capita) jsou uvedeny v tab. 5.

**Tabulka č. 5: Rozdělení skupiny celoročně pracujících zaměstnanců do podskupin podle jejich celkového osobního příjmu a celkového příjmu domácnosti, ČR, SR, 2010**

		Chudoba podle osobního příjmu jednotlivce počet zaměstnanců (v tis.)/podíl zaměstnanců (v %)	
		Pod hranicí chudoby	Nad hranicí chudoby
Chudoba podle příjmu domácnosti (per capita)	pod hranicí chudoby	Podskupina I ČR: 72 tisíc (2,1 %) SR: 80 tisíc (4,1 %)	Podskupina II ČR: 789 tisíc (22,9 %) SR: 409 tisíc (20,8 %)
	nad hranicí chudoby	Podskupina III ČR: 60 tisíc (1,7 %) SR: 53 tisíc (2,7 %)	Podskupina IV ČR: 2 530 tisíc (73,3 %) SR: 1 419 (72,4 %)

**Zdroj dat: EU-SILC 2010**

Poznámky:

*Podskupina I* = zaměstnanci, kteří byli chudí jak podle celkového osobního příjmu, tak ekvivalizovaného příjmu domácnosti (per capita).

*Podskupina II* = zaměstnanci, kteří nebyli chudí podle celkového osobního příjmu, ale byli chudí podle ekvivalizovaného příjmu domácnosti (per capita).

*Podskupina III* = zaměstnanci, kteří byli chudí podle celkového osobního příjmu, ale nebyli chudí podle ekvivalizovaného příjmu domácnosti (per capita).

*Podskupina IV* = zaměstnanci, kteří nebyli chudí ani podle celkového osobního příjmu, ani podle ekvivalizovaného příjmu domácnosti (per capita).

V Česku bylo v roce 2010 72 tisíc (t. j. 2,1 %) pracujících chudých (na individuální i domácnostní úrovni), tedy pětkrát více než při použití ekvivalizovaného příjmu domácnosti. Na Slovensku se počet chudých zaměstnanců ztrojnásobil, zvýšil se na 80 tisíc (t. j. 4,1 %). Z dalších podskupin nejvíce vzrostl počet osob ve druhém podsouboru, kam se přesunuly osoby ze čtvrté podskupiny. Jinými slovy se zvýšila četnost skupiny, kde jsou zaměstnanci s osobními příjmy nad hranicí chudoby, podle per capita příjmu domácnosti je však lze považovat za chudé – v Česku vzrostl podíl těchto osob o více než 21 a na Slovensku o 19 procentních bodů.

## 8. ZÁVĚR

At' už se podíváme na chudobu zaměstnanců, kteří pracovali na plný úvazek po celý kalendářní rok, z jakékoli perspektivy, vidíme, že zaměstnanci jsou příjmovou chudobou ohroženi ve větší míře na Slovensku než v Česku.

Zatímco v Česku bylo z hlediska celkových osobních příjmů chudých 3,8 % pracovníků, na Slovensku to bylo 6,8 % zaměstnanců. Další příjmy nad rámec příjmů



ze zaměstnání tak pomohly nad hranici chudoby 0,5, resp. 0,6 p. b. zaměstnanců v Česku, resp. na Slovensku.

Z hlediska domácnostní úrovně je v Česku chudobou ohroženo 2,2 % zaměstnanců, zatímco na Slovensku 3,1 % pracujících osob.

Jádro pracujících chudých, tedy podíl osob ohrožených chudobou na obou úrovních (individuální i domácnostní) je v obou zemích relativně malé (0,4 % zaměstnanců v Česku a 1,3 % na Slovensku). Charakteristickou domácností chudých zaměstnanců byla v Česku i na Slovensku domácnost samostatně žijících zejména rozvedených žen. Populace pracujících chudých se v těchto zemích nicméně také v mnohém liší. V Česku byl v roce 2010 mezi těmito osobami ve srovnání se Slovenskem čtyřikrát vyšší podíl zaměstnanců žijících v neúplných domácnostech s dětmi. Zatímco chudí zaměstnanci na Slovensku obývali častěji rodinné domy v řídko osídlených oblastech, v Česku žijí spíše v bytových domech v hustě osídlených regionech.

Při přechodu z individuální na domácnostní úroveň hrají významnou roli v míře ohrožení příjmovou chudobou ekvivalenční škály. Oproti chudobě založené na příjmech přepočtených na ekvivalentní osoby je chudoba podle příjmu na osobu výrazně vyšší. Jádro pracujících chudých se tak v Česku zvýšilo pětikrát, na Slovensku třikrát.

## PODĚKOVÁNÍ

Příspěvek vznikl v rámci projektu č. TD010171 „Vliv institutu minimální mzdy na sociálně ekonomický vývoj ČR“, který je řešen s finanční podporou TA ČR.

Příspěvek vznikl s podporou grantového projektu „Vývoj geografické a demografické reality Česka v evropských a globálních souvislostech: aktéři a subjekty socio-prostorových změn“ (SVV UK v Praze č. 265215).

## LITERATURA

- [1] BRUDER, E. et al. Methodological and conceptual difficulties of analysing the working poor population in Europe. *Regional and Business Studies*, 2011, 3 (Supplement 1), pp 25 – 33.
- [2] EUROPEAN UNION. In-work poverty in the EU. Methodologies and working papers. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2010. ISBN 978-92-79-16751-5.
- [3] GARCÍA-ESPEJO, I., IBÁÑEZ, M. Working poor and low salaries in Spain: an analysis of occupational and household factors related to different situations of poverty. Draft, University of Oviedo, Spain, 2005.
- [4] GARDNER, J. M., HERZ, D. E. Working and poor in 1990. *Monthly Labor Review*, 1992, 12 (December), pp. 20 – 28.
- [5] MOSISA, A. T. The working poor in 2001. *Monthly Labor Review*, 2003, 11 – 12 (November/December), pp. 13 – 19.
- [6] PONTHEUX, S. The working poor: Limits of the EU indicator “in-work poverty risk”, limits of the statistical category “working poor”, and exploration of a notion of “poverty in earned income”. Paris: INSEE, ECINEQ.

[7] EVROPSKÁ KOMISE. Eurostat. Databáze:

[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/income\\_social\\_inclusion\\_living\\_conditions/data/database](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/income_social_inclusion_living_conditions/data/database)).

[8] EU-SILC 2010.

## RESUMÉ

Príspevek analyzuje populace pracujících chudých zaměstnanců v Česku a na Slovensku v roce 2010, a to na základě dat z výběrového šetření EU-SILC. Na chudobu zaměstnanců, kteří pracovali na plný úvazek po celý kalendářní rok 2009, bylo nahlíženo jednak z pohledu jednotlivce a jednak z hlediska domácnosti.

Podíváme-li se na chudobu zaměstnanců jako jednotlivců, zjistíme, že v Česku bylo se svými příjmy ze zaměstnání pod hranicí chudoby pro jednočlennou domácnost 4,3 % zaměstnanců (143 tisíc), zatímco na Slovensku 7,4 % (146 tisíc). Dalším 11 tisícům (0,5 p. b.), resp. 13 tisícům (0,6 p. b.) zaměstnancům, kteří byli dle svých příjmů ze zaměstnání ohroženi chudobou, pomohly další příjmy překonat hranici chudoby pro jednočlennou domácnost. K tomuto snížení úrovně chudoby nejvíce přispěly starobní, pozůstalostní a invalidní důchody.

Porovnáme-li ekvivalizovaný příjem domácnosti s hranicí chudoby pro dané složení domácnosti, vidíme, že v Česku je ohroženo chudobou 2,2 % zaměstnanců a na Slovensku 3,1 %. Velikost a struktura domácnosti, ve které jedinec žije, do značné míry ovlivňuje, zda je osoba považována za chudou či nikoli.

Jedna pětina českých a dvě pětiny slovenských zaměstnanců, kteří byli považováni za chudé na základě příjmu domácnosti, spadaly pod hranici chudoby také z hlediska celkového osobního příjmu. Toto tzv. jádro pracujících chudých, je v obou zemích relativně malé, představuje 0,4 % (14 tisíc) zaměstnanců v Česku a 1,3 % (26 tisíc) zaměstnanců na Slovensku). Analýza charakteristik těchto pracujících chudých ukázala, že v některých ohledech se čeští a slovenští chudí zaměstnanci shodují a v některých se naopak liší. Typickou domácností, ve které žili zaměstnanci jádra pracujících chudých, je domácnost samostatně žijících zejména rozvedených žen. Zatímco na Slovensku pak obývali chudí zaměstnanci rodinné domy v řídké osídlených oblastech, v Česku žijí spíše v bytových domech v hustě osídlených regionech.

Mezi zaměstnance, kteří měli dostatečně vysoké individuální příjmy, aby překonali hranici chudoby pro jednočlennou domácnost, ale složení domácnosti způsobilo jejich propad do chudoby na základě příjmu domácnosti, patřili zejména muži. V jejich domácnostech žily další osoby, obvykle bez vlastního příjmu, tzn. děti či ženy v domácnosti.

Naopak mezi osoby s nízkými osobními příjmy, které složení domácnosti vytahuje z chudoby, patřily zejména ženy žijící v domácnosti s dalšími osobami s vlastními obvykle vyššími příjmy.

Klíčovou roli při přechodu z individuální úrovně na domácnostní hraje přepočtení příjmů na spotřební jednotky. Jejich vliv na úroveň chudoby je patrný z porovnání úrovně chudoby na základě příjmů na osobu a na spotřební jednotku. V Česku vzrostlo jádro pracujících chudých ze 14 tisíc (0,4 %) na 72 tisíc (2,1 %) zaměstnanců, na Slovensku z 26 tisíc (1,3 %) na 80 tisíc (4,1%) zaměstnanců.

## RESUMÉ

The contribution analysed populations of working poor employees in the Czech Republic and the Slovak Republic in 2010 based on the EU-SILC data. There were

applied two different approaches for measuring poverty of employees who worked full-time for the whole calendar year 2009 – based on individual income and on equivalised income.

There are 4,3 % (143 thousand) of employees poor taking into account their wages or salaries in the Czech Republic, while 7,4 % (146 thousand) of them in the Slovak Republic. Additional personal income helps exceed poverty threshold for the household of single person to 14 thousand (0,5 pp) of employees in the Czech Republic and 11 thousand (0,6 pp) of employees in the Slovak Republic. The main sources of income, that help to overcome the threshold, were old-age pensions, survivors's benefits and disability benefits.

Poverty rate based on equivalised income reaches 2,2 % and 3,1 % of employees in the Czech Republic and Slovak Republic, respectively.

There were one fifth and two fifths of employees at risk of household poverty that were considered poor also by their overall personal income. This so called core of the working poor is relatively small in both countries (0,4 % (14 thousand) of employees in the Czech Republic and 1,3 % (26 thousand) of them in the Slovak Republic). The lone-parent family, where a divorced woman is a head of the household represents the typical household of the core of the working poor in both countries. However, there are some differences between Czechs and Slovaks in the core of the working poor. While working poor in Slovakia live in family houses in less populated areas, Czech poor employees stay in apartment houses in highly populated areas.

The group of employees with sufficient personal income to overcome the poverty threshold for the household of a single person, but at risk of household poverty consists mainly of men – breadwinners. In their households lived also other members usually without any income – children and women. On the other hand, there was group of people with their personal income lower than the poverty threshold for a single person household, however the household composition caused that they were not at risk of poverty when taking into account equivalised household income. They were mainly women living with a man earning more.

When moving from the individual income to the household's one, the economies of scale represented by an implicit or explicit equivalence scale used in the construction of the household poverty measure plays a crucial role. When using per capita concept instead of equivalence scales, the core of working poor employees, poor both in their personal income and in their household's income, grows from 14 thousand (0,4 %) to 72 thousand (2,1 %) of employees and from 26 thousand (1,3 %) to 80 thousand (4,1%) of employees in the Czech Republic and Slovakia, respectively.

### **PROFESIJNÍ ŽIVOTOPISY**

*Šárka Šustová, Mgr., je absolventkou oboru demografie na Přírodovědecké fakultě Univerzity Karlovy v Praze, kde nyní také pokračuje v doktorském studiu, v jehož rámci se věnuje problematice chudoby se zaměřením na pracující obyvatelstvo. Na katedře demografie a geodemografie se podílí na výuce informatiky a demografické analýzy. V současné době je členkou řešitelského týmu projektu Vliv institutu minimální mzdy na sociálně ekonomický vývoj ČR, který je řešen s finanční podporou Technologické agentury České republiky. Od roku 2011 pracuje na Českém statistickém úřadě, kde se podílí na přípravě šetření EU-SILC a na zpracování výsledků z tohoto zjišťování.*

**Eliška Zykmondová, Mgr. et. Mgr.**, ukončila v roce 2012 na Přírodovědecké fakultě UK v Praze magisterský studijní obor demografie diplomovou prací na téma Sociodemografická charakteristika obyvatel Prahy a Bratislavy dle typu zástavby. Zde od téhož roku pokračuje v doktorském studiu, v rámci něhož se zabývá životními podmínkami domácností s dětmi a podílí se na výuce kurzu Demografické informační systémy. V roce 2013 dále ukončila magisterský obor sociologie na Filozofické fakultě UK v Praze, v jehož průběhu zkoumala především bytovou situaci mladých lidí. Od roku 2011 je zaměstnána jako odborná pracovníce na Českém statistickém úřadě v oddělení sociálních šetření, kde se věnuje metodice a zpracování dat z výběrového šetření Životní podmínky (EU-SILC).

#### **KONTAKTY**

sarka.sustova@czso.cz

eliska.zykmundova@czso.cz

**Róbert VLAČUHA**  
**Štatistický úrad SR**

## **STRATÉGIA EURÓPA 2020 – CHUDOBA A SOCIÁLNE VYLÚČENIE**

### **STRATEGY EUROPE 2020 – POVERTY AND SOCIAL EXCLUSION**

#### **ABSTRAKT**

Jedným z piatich cieľov Európskej únie je znížiť počet Európanov ohrozených chudobou a sociálnym vylúčením o 25 % do roku 2020, čo znamená zníženie približne o 20 miliónov obyvateľov. V príspevku sa venujeme vývoju miery chudoby a sociálneho vylúčenia na Slovensku a v rámci EÚ v rokoch 2008 až 2012.

#### **ABSTRACT**

One of five main goals of European Union is to reduce number of Europeans at poverty and social exclusion under 25 % up to 2020, what means nearly 20 million of citizens. In article we describe development of poverty and social exclusion in Slovakia and at EU from 2008 to 2012 years.

#### **KLÚČOVÉ SLOVÁ**

stratégia Európa 2020, chudoba a sociálne vylúčenie, riziko chudoby, závažná materiálna deprivácia, veľmi nízka intenzita práce, zisťovanie EU SILC

#### **KEY WORDS**

Europe 2020 strategy, poverty and social exclusion, at risk of poverty, severely materially deprivation, very low work intensity, EU SILC survey

### **1. ÚVOD**

V roku 2000 Európska únia odsúhlasila tzv. Lisabonskú stratégiu, podľa ktorej sa do roku 2010 mala stať najdynamickejšou svetovou ekonomikou založenou na vedomostiach. Po piatich rokoch vrcholní predstavitelia EÚ stratégiu revidovali. Väčší dôraz položili na rast zamestnanosti a na členské štáty preniesli viac zodpovednosti prostredníctvom národných akčných plánov.

V marci 2008 vedúci predstavitelia EÚ schválili priority na posledné tri roky trvania stratégie a poverili Európsku komisiu, aby začala uvažovať o období po roku 2010. Lídri sa rozhodli, že sa nebudú zameriavať len na rast a zamestnanosť, ale do popredia postavili životné prostredie a občanov. Čoraz intenzívnejšie sa totiž ozývali hlasy, ktoré poukazovali na dôsledky zmeny klímy, starnutia populácie a rozširujúcej sa sociálnej exklúzie.

Európska komisia zorganizovala širokú internetovú konzultáciu o revízii Lisabonskej stratégie na jeseň roku 2009. Revidovaná stratégia nadviazala na predchádzajúce úspechy. Priority zostali zachované vrátane cieľa zvyšovať rast ekonomík, zamestnanosť a udržateľnosť stavu životného prostredia. Konzultačný dokument načrtával víziu, akým spôsobom sa bude stratégia EÚ do roku 2020 zameriavať predovšetkým na stabilizáciu situácie po kríze, na pomoc pri predchádzaní podobnej kríze v budúcnosti a na nasledujúce tri tematické ciele: vytváranie hodnôt cez znalosti, posilnenie postavenia občanov v inkluzívnych

spoločnostiach a vytváranie konkurencieschopného, prepojeného a ekologickejšieho hospodárstva.

## 2. STRATÉGIA EURÓPA 2020

Začiatkom roka 2010 Európska komisia vyhlásila Stratégiu na zabezpečenie inteligentného, udržateľného a inkluzívneho rastu, tzv. Európu 2020. Základom stratégie je vytvorenie podmienok na udržateľný rast (podpora ekologického a konkurencieschopného hospodárstva) a inkluzívny rast (vysoká miera zamestnanosti na podporu sociálnej a územnej súdržnosti). Hlavné ciele EÚ 2020 na základe odporúčania Rady ministrov pre zamestnanosť, sociálnu politiku, zdravie a spotrebiteľské záležitosti zo 7. júna 2010 schválila Európska rada 17. júna 2010. Európska stratégia 2020 má päť hlavných cieľov:

- miera zamestnanosti obyvateľov vo veku 20 – 64 rokov by mala dosiahnuť 75 %,
- úroveň investícií do výskumu a vývoja by mala dosiahnuť 3 % HDP EÚ,
- v oblasti klímy/energie by sa malo dosiahnuť obmedzenie emisií CO<sub>2</sub> o 20 %, zvýšenie podielu obnoviteľných zdrojov energie na 20 % a zároveň zníženie spotreby energie o 20 %,
- podiel ľudí, ktorí predčasne ukončia školskú dochádzku, by sa mal znížiť pod 10 % a minimálne 40 % mladých ľudí by malo mať vysokoškolské vzdelanie,
- o 20 miliónov ľudí menej by malo byť ohrozených chudobou.

Národné vlády dostali úlohu vypracovať plány šité na mieru ich štádia vývoja v oblasti výskumnej infraštruktúry a výdavkov. Únia sa vzdala princípu jednotného prístupu pre všetkých a dáva priestor na prispôsobenie sa podľa národnej situácie.

Slovensko v Národnom programe reforiem 2010, ktorý zverejnilo v novembri 2010, svoje národné ciele stanovilo takto:

- miera zamestnanosti obyvateľov vo veku 20 – 64 rokov – národný cieľ Slovenska: 71 – 73 %,
- úroveň investícií do výskumu a vývoja – národný cieľ Slovenska: 0,9 – 1,1 % HDP SR,
- v oblasti klímy/energie – národný cieľ Slovenska: znížiť nárast emisií mimo schémy obchodovania s emisiami tak, aby nepresiahol úroveň z roku 2005 o viac ako 13 %, zvýšiť podiel obnoviteľných zdrojov energie na 14 %, zvýšiť energetickú efektívnosť pomocou úspory 11 % konečnej spotreby v porovnaní s priemerom v rokoch 2001 – 2005,
- podiel ľudí, ktorí predčasne ukončia školskú dochádzku – národný cieľ Slovenska: 30 %,
- o 20 miliónov ľudí menej by malo byť ohrozených chudobou – národný cieľ Slovenska: vymaniť z rizika chudoby 170-tisíc ľudí.

Príspevok sa ďalej zaoberá len cieľom pre oblasť sociálnej inklúzie, ktorým je do roku 2020 znížiť počet Európanov ohrozených chudobou o 20 miliónov ľudí. Už pri procese stanovenia cieľov je potrebné vychádzať z vymedzenia merateľného ukazovateľa. Pre cieľ v oblasti sociálnej inklúzie sa navrhuje hlavný indikátor *miera chudoby a sociálneho vylúčenia*, ktorý má presnú definíciu a metodiku cieľovej skupiny na úrovni EÚ. Cieľová skupina predstavuje ľudí, ktorí sú ohrození rizikom chudoby a/alebo závažnou materiálnou depriváciou a/alebo žijú v domácnostiach s veľmi nízkou pracovnou intenzitou. Zdrojom údajov na výpočet jednotlivých zložiek

hlavného indikátora chudoby a sociálneho vylúčenia je výberové štatistické zisťovanie údajov o príjmoch a životných podmienkach (EU SILC). EU SILC je harmonizovaným zdrojom údajov o príjmoch, úrovni chudoby a sociálnom vylúčení v EÚ a poskytuje časový rad dát od roku 2005.

### 3. DEFINÍCIA INDIKÁTORA CHUDOBY A SOCIÁLNEHO VYLÚČENIA

Metodiku indikátora na meranie chudoby a sociálneho vylúčenia navrhli viacerí experti Eurostatu a národných štatistických úradov a bola predmetom diskusií na úrovni podskupiny pre indikátory sociálnej inklúzie. Dôležitým faktom je, že pri vymedzení indikátora na meranie chudoby a sociálneho vylúčenia sa vychádza z tzv. multidimenzionálneho prístupu k meraniu chudoby a sociálneho vylúčenia, keď indikátor je kombináciou 3 oblastí: príjmovej chudoby, materiálnej deprivácie a pracovnej intenzity. Indikátor je definovaný ako počet ľudí, ktorí sú ohrození rizikom chudoby alebo sú materiálne deprivovaní, alebo žijú v domácnosti s nízkou pracovnou intenzitou.

Na vysvetlenie indikátora chudoby a sociálneho vylúčenia je potrebné vymedziť metodiku jednotlivých zložiek indikátora:

#### Miera rizika chudoby

Osoby sú ohrozené rizikom chudoby, ak je ich ekvivalentný disponibilný príjem pod hranicou chudoby, ktorá je definovaná ako 60 % mediánu národného ekvivalentného disponibilného príjmu (po sociálnych transferoch).

#### Miera závažnej materiálnej deprivácie

Pojem deprivácia vo všeobecnosti vyjadruje pocit nedostatočného uspokojenia potrieb domácnosti a jej členov. Indikátor *miera závažnej materiálnej deprivácie* je definovaný ako podiel populácie, ktorá čelí vynútenému nedostatku aspoň v 4 z 9 nasledujúcich položiek, ktoré si domácnosť nemôže finančne dovoliť:

- 1) čeliť neočakávaným výdavkom,
- 2) ísť raz za rok na jeden týždeň dovolenky mimo domu,
- 3) uhrádzať nedoplatky spojené s hypotékou alebo nájomným, úhradou za energiu alebo splácaním nákupov na splátky a iných pôžičiek,
- 4) jesť jedlo s mäsom, kuraťom alebo rybou každý druhý deň,
- 5) udržiavať primerané teplo v byte,
- 6) vlastniť práčku,
- 7) vlastniť farebný televízor,
- 8) vlastniť telefón,
- 9) vlastniť automobil.

#### Miera veľmi nízkej pracovnej intenzity

*Pracovná intenzita domácnosti* predstavuje pomer medzi počtom mesiacov, ktoré na jednej strane všetci členovia domácnosti v pracovnom veku počas príjmového referenčného obdobia odpracovali, a celkovým počtom mesiacov, ktoré by na druhej strane títo členovia domácnosti teoreticky mohli odpracovať. Definícia pracovného veku sa vzťahuje na osoby vo veku 18 – 59 rokov s vylúčením osôb, ktoré sú študentmi vo veku 18 – 24 rokov.

Indikátor *miera veľmi nízkej pracovnej intenzity* následne vyjadruje podiel osôb, ktoré žijú v domácnostiach s veľmi nízkou pracovnou intenzitou. Domácnosť má

veľmi nízku pracovnú intenzitu vtedy, keď počet mesiacov odpracovaných všetkými členmi domácnosti v pracovnom veku tvorí menej ako pätinu (20 %) zo všetkých možných mesiacov, ktoré mohli títo členovia domácnosti teoreticky odpracovať.

#### 4. VÝVOJ INDIKÁTORA CHUDOBY A SOCIÁLNEHO VYLÚČENIA A JEHO ZLOŽIEK V ROKOCH 2008 – 2012 NA SLOVENSKU

V tejto časti príspevku budeme analyzovať vývoj indikátora *chudoby a sociálneho vylúčenia* a jeho zložiek podľa údajov EU SILC 2008 až 2012.

**Tabuľka č. 1: Podiel osôb ohrozených rizikom chudoby (v %)**

Miera rizika chudoby	EU SILC 2008	EU SILC 2009	EU SILC 2010	EU SILC 2011	EU SILC 2012
SR	10,9	11,0	12,0	13,0	13,2

**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, vlastné výpočty**

Pri porovnaní sledovaných rokov sme na Slovensku v roku 2008, teda v referenčnom roku na stanovenie hlavného indikátora chudoby a sociálneho vylúčenia, zaznamenali najnižšiu mieru rizika chudoby – 10,9 % obyvateľstva. Vzhľadom na to, že indikátor *miera rizika chudoby* je úzko prepojený s príjmovou situáciou obyvateľstva, v ďalších rokoch sa na jeho vývoji negatívne prejavili dôsledky svetovej hospodárskej a finančnej krízy. Za sledované obdobie 5 rokov stúpol počet ohrozených obyvateľov o 2,3 percentuálneho bodu (p. b.), čo predstavuje približne 120-tisíc obyvateľov Slovenska.

**Tabuľka č. 2: Podiel osôb ohrozených závažnou materiálnou depriváciou (v %)**

Miera závažnej materiálnej deprivácie	EU SILC 2008	EU SILC 2009	EU SILC 2010	EU SILC 2011	EU SILC 2012
SR	11,8	11,1	11,4	10,6	10,5

**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, vlastné výpočty**

Pri materiálnej deprivácii sme na Slovensku od roku 2008 zaznamenali opačný trend v porovnaní s mierou príjmovej chudoby. Podľa údajov EU SILC 2008 bol na Slovensku podiel osôb ohrozených závažnou materiálnou depriváciou na úrovni 11,8 % obyvateľov a do roku 2012 postupne klesol na úroveň 10,5 % obyvateľov.

**Tabuľka č. 3: Podiel osôb ohrozených veľmi nízkou pracovnou intenzitou (v %)**

Miera veľmi nízkej pracovnej intenzity	EU SILC 2008	EU SILC 2009	EU SILC 2010	EU SILC 2011	EU SILC 2012
SR	4,2	4,4	6,5	6,1	5,7

**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, vlastné výpočty**

V prvých troch sledovaných rokoch môžeme na miere veľmi nízkej pracovnej intenzity pozorovať negatívny dosah svetovej hospodárskej a finančnej krízy, keď podiel osôb ohrozených nízkou pracovnou intenzitou narástol zo 4,2 % na 6,5 % obyvateľstva. V posledných dvoch rokoch sme zaznamenali mierny pokles až na úroveň 5,7 % v roku 2012, čo je však stále o 1,5 p. b. viac ako v referenčnom roku 2008.



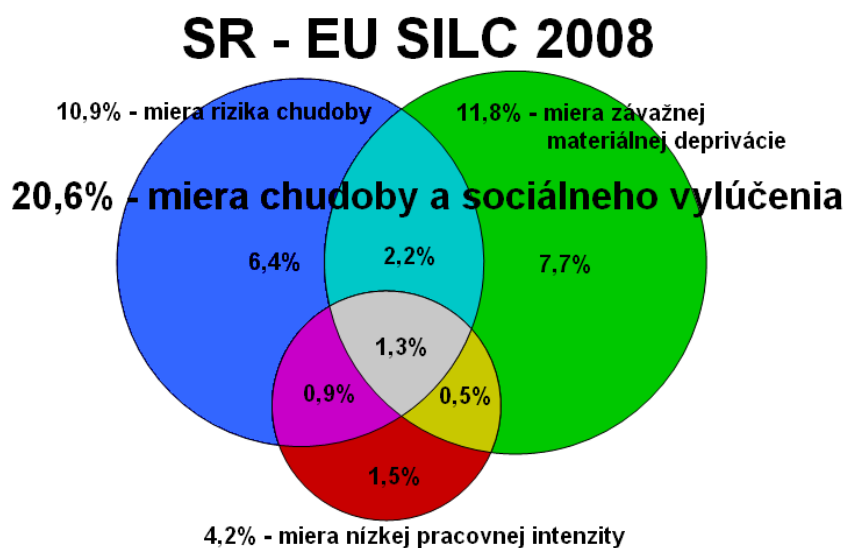
**Tabuľka č. 4: Podiel osôb ohrozených chudobou a sociálnym vylúčením (v %)**

Miera chudoby a sociálneho vylúčenia	EU SILC 2008	EU SILC 2009	EU SILC 2010	EU SILC 2011	EU SILC 2012
EÚ27	23,7	23,2	23,7	24,3	24,9
SR	20,6	19,6	20,6	20,6	20,5

**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, vlastné výpočty**

Podľa údajov EU SILC 2008 bola na úrovni EÚ miera chudoby a sociálneho vylúčenia 23,7 %. Znamenalo to približne 116,5 milióna ohrozených Európanov. Na Slovensku bolo v roku 2008 ohrozených chudobou a sociálnym vylúčením 20,6 % obyvateľstva, čo predstavovalo približne 1,11 milióna obyvateľov. Z analýzy prvých 5 rokov vyplýva, že vývoj miery takto ohrozených ľudí bol na Slovensku relatívne stabilný a celý čas pod európskym priemerom. Pri porovnaní rokov 2012 a 2008 sa situácia na Slovensku takmer nezmenila a miera chudoby a sociálneho vylúčenia klesla len o 0,1 p. b. Na úrovni EÚ27 sme však zaznamenali nárast o 1,2 p. b., čo znamená nárast ohrozených obyvateľov EÚ takmer až o 7,4 milióna Európanov.

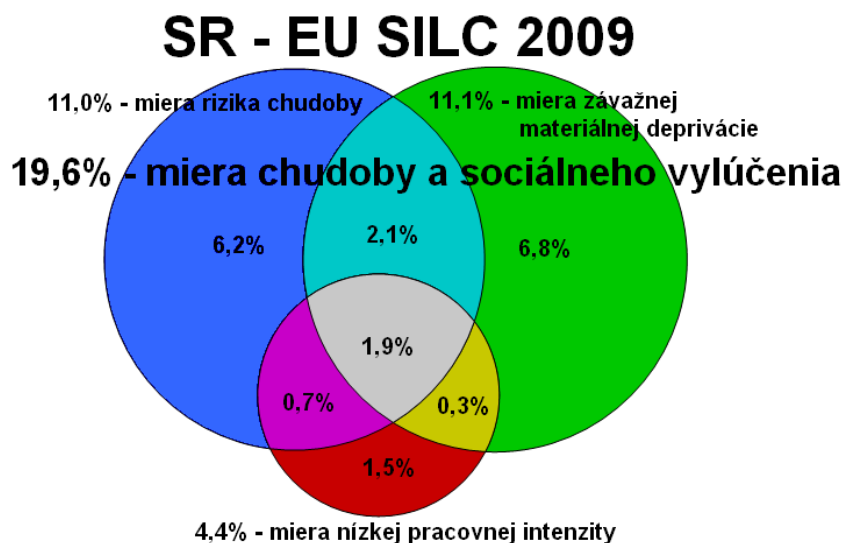
Ďalej sa podrobnejšie zameriame na analýzu zložiek a ich prienikov miery chudoby a sociálneho vylúčenia podľa jednotlivých rokov na Slovensku.

**Obrázok č. 1: Miera chudoby a sociálneho vylúčenia na Slovensku – EU SILC 2008**

**Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, vlastné výpočty**

Pri detailnejšom pohľade na mieru chudoby a sociálneho vylúčenia na Slovensku sa môžeme pozrieť na jednotlivé čiastkové indikátory samostatne, resp. na ich jednotlivé prieniky. Najväčšiu časť celkového indikátora na Slovensku tvorila v roku 2008 *miera závažnej materiálnej deprivácie*. Môžeme povedať, že 7,7 % obyvateľstva bolo ohrozených len materiálnoú depriváciou. Najohrozenejšia je skupina obyvateľov, v ktorej sa prekrývajú všetky 3 čiastkové indikátory. V roku 2008 bolo takto ohrozených 1,3 % obyvateľstva SR.

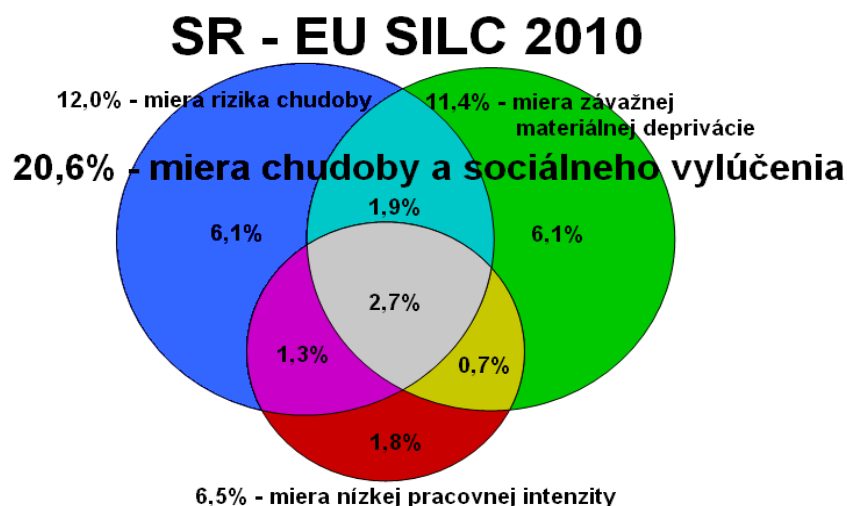
**Obrázok č. 2: Miera chudoby a sociálneho vylúčenia na Slovensku – EU SILC 2009**



**Zdroj údajov:** Štatistický úrad SR, vlastné výpočty

V roku 2009 sa na Slovensku čiastkové indikátory *miera rizika chudoby* a *miera závažnej materiálnej deprivácie* takmer vyrovnali. Stále zostáva najviac ohrozených obyvateľov len materiálnoú depriváciou (6,8 %), nie je to však také dominantné ako v prechádzajúcom roku. Negatívny trend sme na Slovensku zaznamenali u obyvateľov ohrozených všetkými tromi čiastkovými indikátormi, keď ich miera ohrozenia stúpla na 1,9 % z celkového počtu obyvateľov SR.

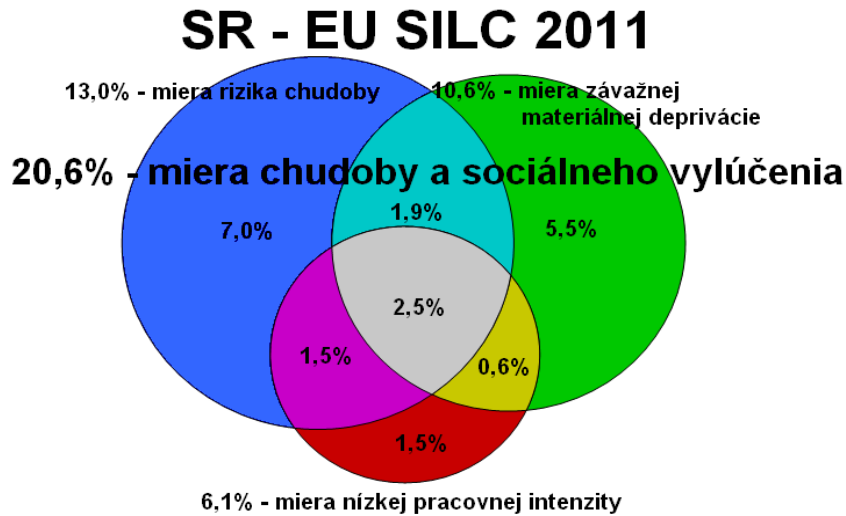
**Obrázok č. 3: Miera chudoby a sociálneho vylúčenia na Slovensku – EU SILC 2010**



**Zdroj údajov:** Štatistický úrad SR, vlastné výpočty

V roku 2010 sa dominujúcou zložkou celkového indikátora na Slovensku stal čiastkový indikátor *miera rizika chudoby*. Celková miera hlavného indikátora narástla o 1,0 p. b. na úroveň 20,6 % obyvateľstva. Negatívny trend sa prejavil aj u najviac ohrozených obyvateľov (priemik všetkých 3 čiastkových indikátorov), keď ich miera ohrozenia stúpla na 2,7 %.

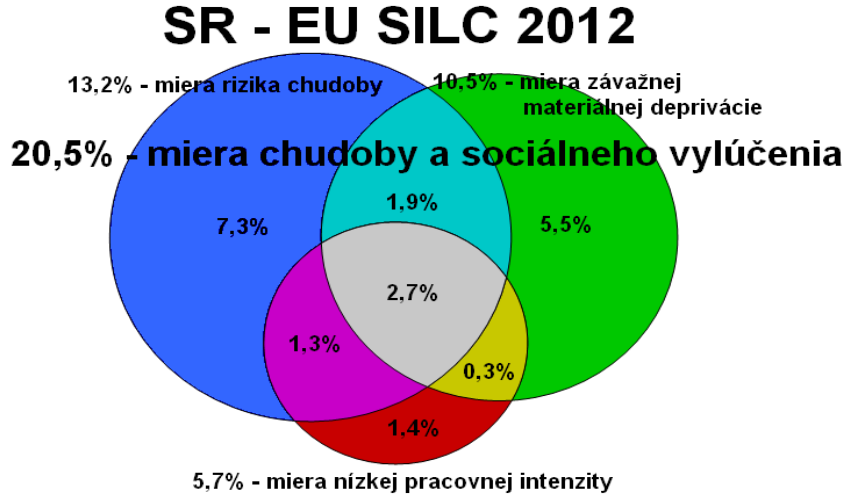
Obrázok č. 4: Miera chudoby a sociálneho vylúčenia na Slovensku – EU SILC 2011



**Zdroj údajov:** Štatistický úrad SR, vlastné výpočty

V roku 2011 celková miera hlavného indikátora na Slovensku zostala na rovnakej úrovni (20,6 % obyvateľstva). Negatívny trend sme zaznamenali pri čiastkovom indikátore *miera rizika chudoby*. Podiel „len“ takto ohrozených obyvateľov bol na úrovni 7,0 %. Prienik všetkých troch čiastkových indikátorov bol v tomto roku mierne nižší a dosiahol úroveň 2,5 %.

Obrázok č. 5: Miera chudoby a sociálneho vylúčenia na Slovensku – EU SILC 2012

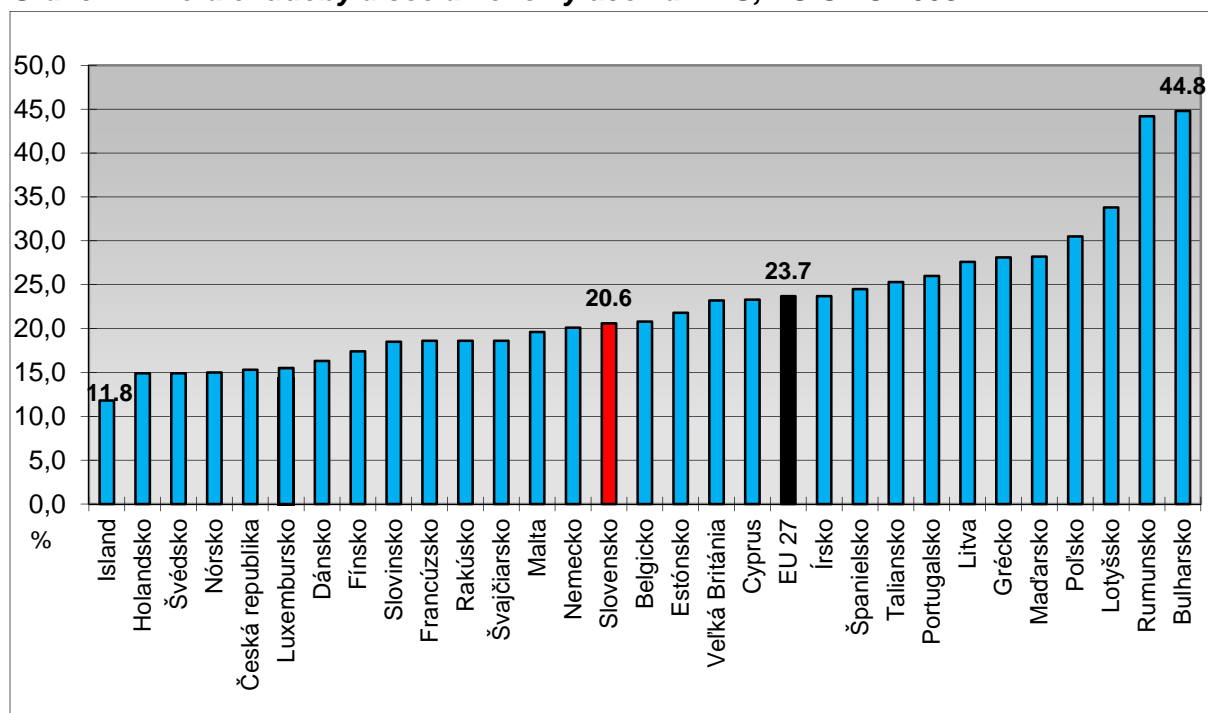


**Zdroj údajov:** Štatistický úrad SR, vlastné výpočty

Z čiastkových indikátorov sme v roku 2012 zaznamenali mierne negatívny trend pri miere rizika chudoby. Podiel len takto ohrozených obyvateľov bol na úrovni 7,3 %. Miera rizika chudoby je dominujúcou zložkou celkového indikátora, keď rozdiel oproti miere závažnej materiálnej deprivácie bol až 2,7 p. b. Prienik všetkých 3 čiastkových indikátorov bol v tomto roku mierne vyšší a dosiahol úroveň 2,7 %. Celková miera chudoby a sociálneho vylúčenia oproti predchádzajúcemu roku mierne klesla na úroveň 20,5 %.

## 5. VÝVOJ INDIKÁTORA CHUDOBY A SOCIÁLNEHO VYLÚČENIA V ROKOCH 2008 – 2012 NA ÚROVNI EÚ

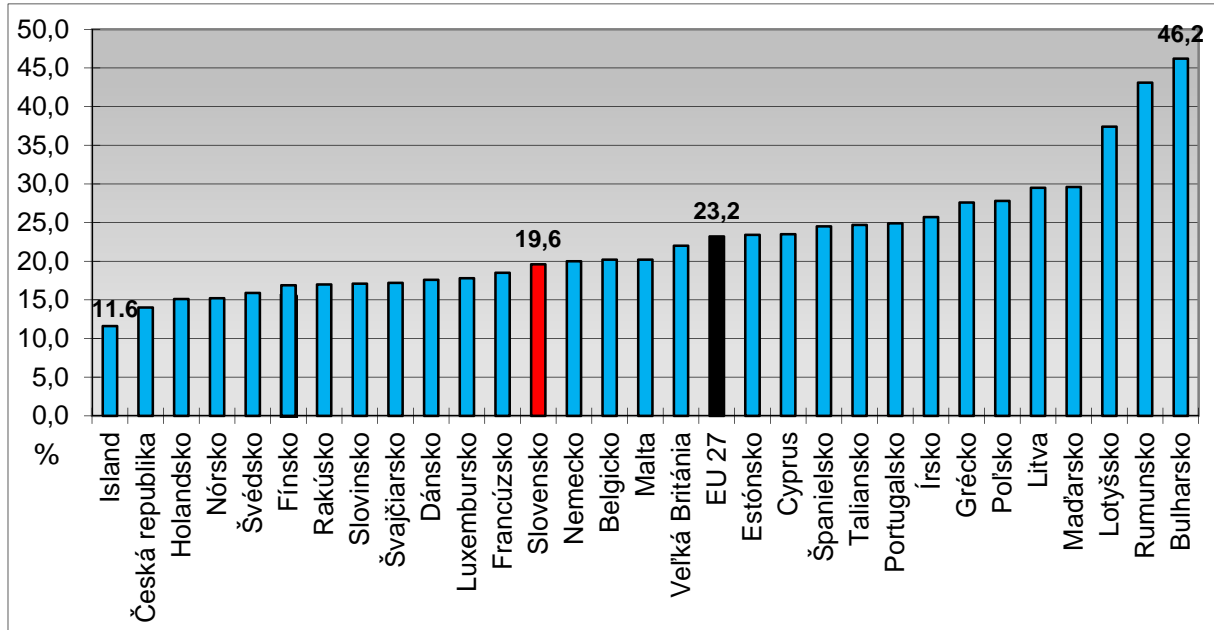
**Graf č. 1: Miera chudoby a sociálneho vylúčenia v EÚ, EU SILC 2008**



**Zdroj údajov: Eurostat, vlastné výpočty**

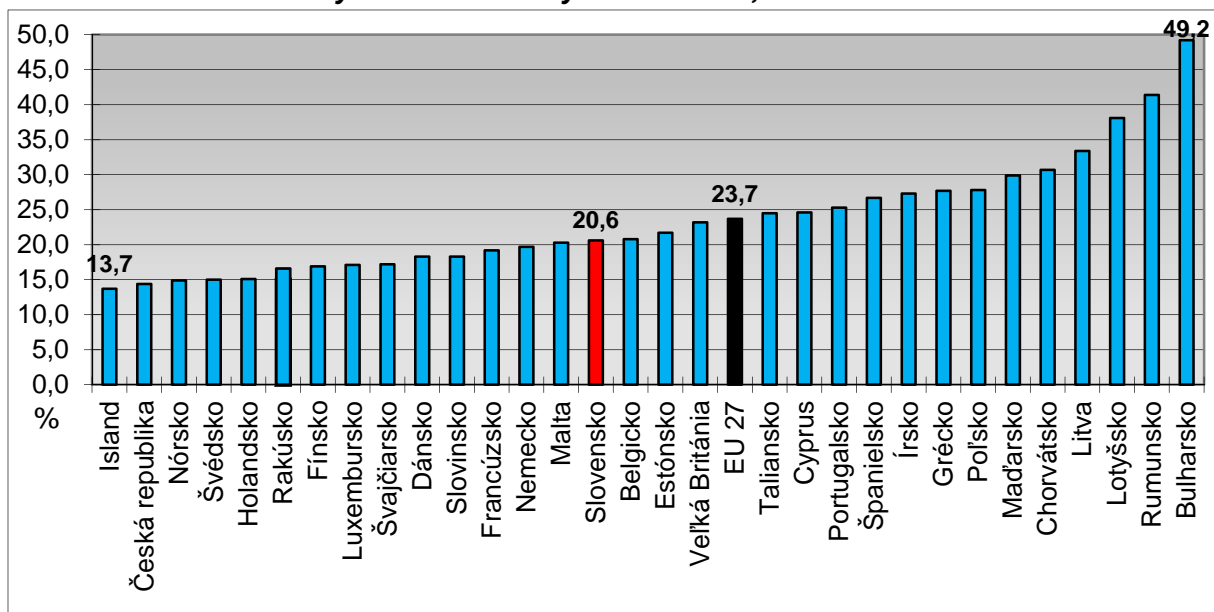
V roku 2008 (graf č. 1) boli na európskej úrovni chudobou a sociálnym vylúčením najmenej ohrození obyvatelia Islandu (11,8 %). Približne 15 % obyvateľov bolo ohrozených v Holandsku, vo Švédsku, v Nórsku a v Českej republike. Na Slovensku bolo ohrozených 20,6 % obyvateľov, čo predstavovalo o 3,1 p. b. menej, ako bol európsky priemer (23,7 %). Najviac boli ohrození obyvatelia Rumunska a Bulharska, kde miera chudoby a sociálneho vylúčenia dosiahla takmer 45 %.

V roku 2009 (graf č. 2) boli na európskej úrovni stále najmenej ohrození obyvatelia Islandu (11,6 %). V Českej republike klesla hodnota indikátora na 14,0 % a v Holandsku a Nórsku bolo naďalej ohrozených približne 15 % obyvateľstva. Na Slovensku bolo ohrozených 19,6 % obyvateľov, čo predstavovalo zníženie oproti roku 2008 o 1,0 p. b. Priemer EÚ27 bol na úrovni 23,2 %, čo bol pokles oproti predchádzajúcemu roku o 0,5 p. b. Naďalej najviac ohrození chudobou a sociálnym vylúčením boli obyvatelia Rumunska a Bulharska. V Bulharsku sa miera ohrozenia obyvateľstva dostala až nad 46 %.

**Graf č. 2: Miera chudoby a sociálneho vylúčenia v EÚ, EU SILC 2009**

**Zdroj údajov: Eurostat, vlastné výpočty**

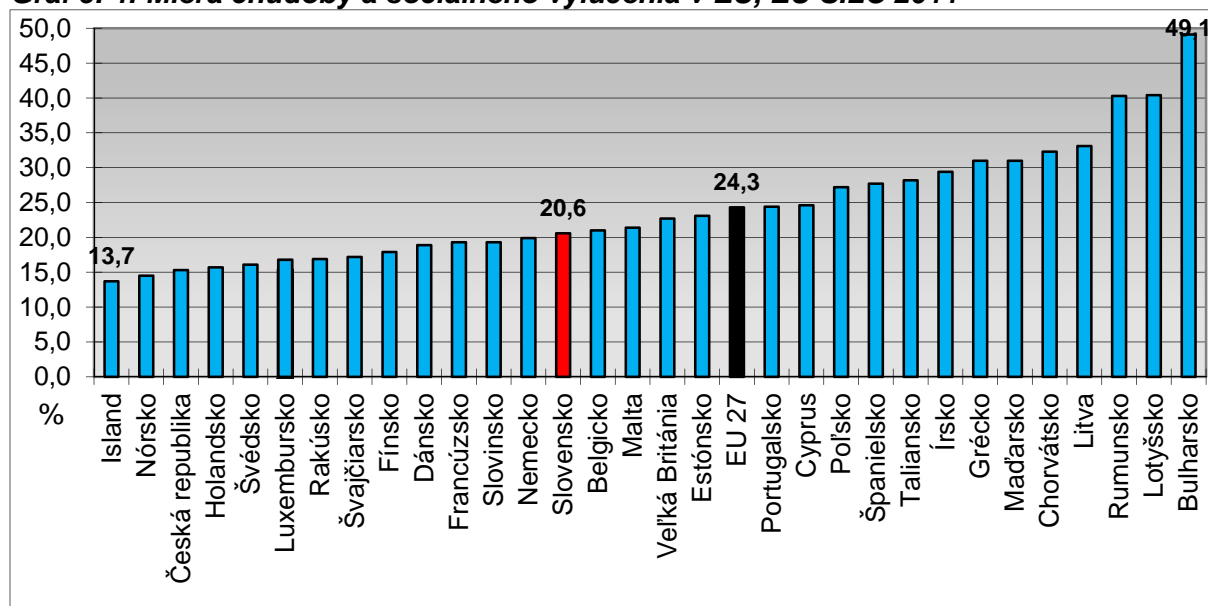
V roku 2010 (graf č. 3) stúpla miera chudoby a sociálneho vylúčenia na Islande na úroveň 13,7 %, stále to však bolo najmenej spomedzi európskych krajín. Na Slovensku bolo ohrozených 20,6 % obyvateľov, čo predstavovalo o 2,6 p. b. menej, ako bol európsky priemer (23,7 %). V dvoch najohrozenejších krajinách sme opäť zaznamenali opačný trend. Kým v Rumunsku klesla miera indikátora o 1,7 p. b., v Bulharsku sme zaznamenali oproti predchádzajúcemu roku nárast až o 3,0 p. b. na úroveň 49,2 %.

**Graf č. 3: Miera chudoby a sociálneho vylúčenia v EÚ, EU SILC 2010**

**Zdroj údajov: Eurostat, vlastné výpočty**

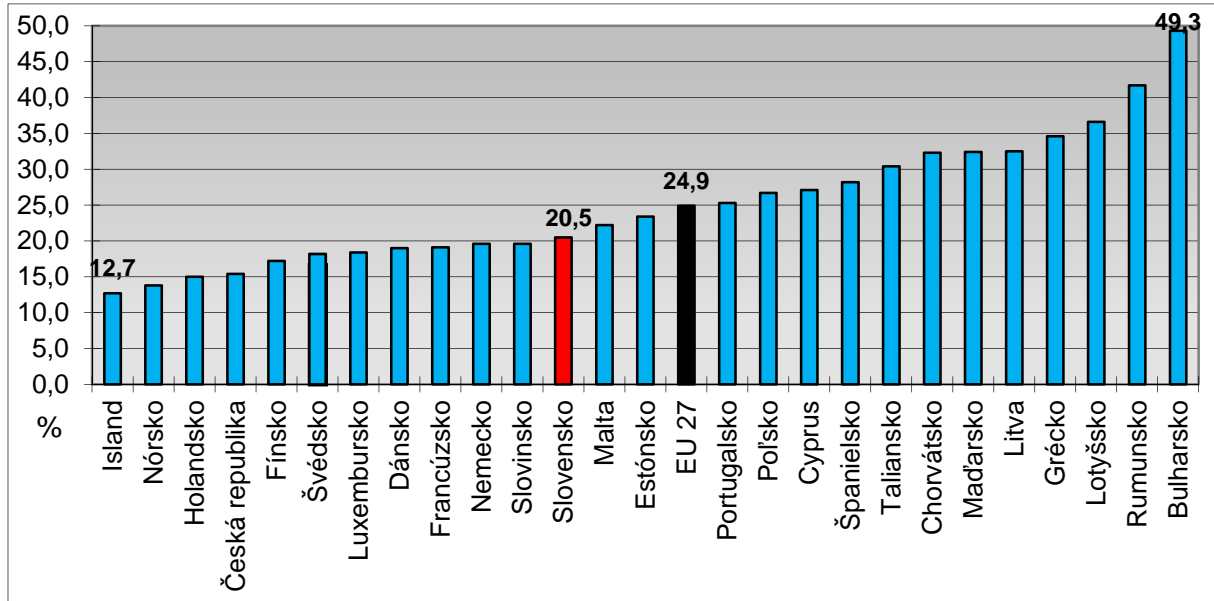
V roku 2011 (graf č. 4) miera chudoby a sociálneho vylúčenia na Islande zostala na rovnakej úrovni 13,7 %. Najmenej ohrozenými krajinami boli v tomto roku ďalej Nórsko a Česká republika. Na Slovensku zostala miera ohrozenia na úrovni 20,6 % obyvateľov, čo predstavovalo o 3,7 p. b. menej, ako bol európsky priemer (24,3 %). V Bulharsku sa negatívny trend z predchádzajúcich rokov zastavil a miera ohrozenia v tejto krajine zostala približne na úrovni 49 %. V Rumunsku pokračoval pozitívny trend a miera chudoby a sociálneho vylúčenia sa tam dostala na úroveň 40,3 %. Lotyšsko s mierou ohrozenia 40,4 % sa tak dostalo do horšej situácie ako Rumunsko.

**Graf č. 4: Miera chudoby a sociálneho vylúčenia v EÚ, EU SILC 2011**



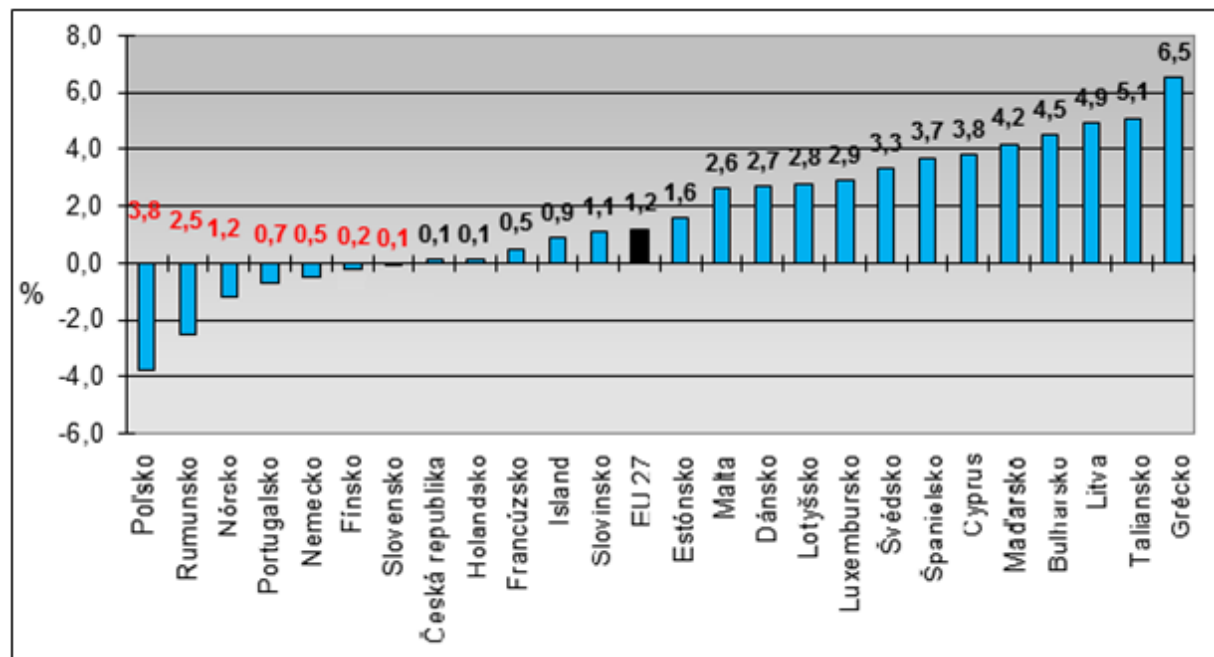
**Zdroj údajov: Eurostat, vlastné výpočty**

V roku 2012 (graf č. 5) sme v miere chudoby a sociálneho vylúčenia v najmenej ohrozených krajinách zaznamenali pozitívny trend. Na Islande klesla miera ohrozenia o 1,0 p. b., v Nórsku a Holandsku o 0,7 p. b. Na Slovensku nastalo veľmi mierne zlepšenie o 0,1 p. b. Naopak, negatívny trend sa prejavil v európskom priemere, keď obyvatelia EÚ27 boli ohrození na úrovni až 24,9 %, čo bolo v sledovaných piatich rokoch doteraz najviac. Prvýkrát sme zaznamenali nárast ohrozenia v Rumunsku, ktoré sa opäť stalo druhou najohrozenejšou krajinou.

**Graf č. 5: Miera chudoby a sociálneho vylúčenia v EÚ, EU SILC 2012**

Zdroj údajov: Eurostat, vlastné výpočty

## 6. INDIKÁTOR CHUDOBY A SOCIÁLNEHO VYLÚČENIA NA ÚROVNI EÚ – POROVNANIE ROKOV 2012 A 2008

**Graf č. 6: Miera chudoby a sociálneho vylúčenia v EÚ – porovnanie rokov 2012 a 2008**

Zdroj údajov: Eurostat, vlastné výpočty

Na grafe č. 6 je znázornené porovnanie mier chudoby a sociálneho vylúčenia medzi referenčným rokom 2008 a posledným dostupným rokom zisťovania EU SILC 2012. Cieľom stratégie Európa 2020 je zníženie miery ohrozenia chudobou a sociálnym vylúčením tak na európskej úrovni, ako aj v každej krajine. Na prvý pohľad je zrejmé, že tento cieľ sa zatiaľ nedarí naplňať vo väčšine európskych krajín.

Na Slovensku nastal v porovnaní rokov 2008 a 2012 mierny pokles miery ohrozenia o 0,1 p. b., čím sme sa zaradili medzi sedem krajín, o ktorých môžeme povedať, že zaznamenali pozitívny trend vo vývoji tohto indikátora. Mierny pokles bol zistený ešte vo Fínsku, v Nemecku a Portugalsku. K najväčšiemu poklesu došlo v Poľsku, kde miera chudoby a sociálneho vylúčenia klesla medzi rokmi 2008 a 2012 o 3,8 p. b. Vzhľadom na veľkosť jednotlivých krajín z hľadiska počtu obyvateľov najväčší pozitívny vplyv na celkovú mieru chudoby a sociálneho vylúčenia na európskej úrovni mal pokles indikátora v Nemecku, v Rumunsku a najmä v Poľsku. V Nemecku sa medzi rokmi 2008 a 2012 počet ohrozených osôb znížil o viac ako 400-tisíc, v Rumunsku o viac ako 500-tisíc a v Poľsku takmer až o 1,4 milióna obyvateľov.

Naopak, negatívny trend vo vývoji miery chudoby a sociálneho vylúčenia sme zaznamenali v ďalších 18 európskych krajinách. K nárastu do 1 p. b. došlo v Českej republike, v Holandsku, vo Francúzsku a na Islande. Nárast indikátora nad 4 p. b. hlásilo Maďarsko, Bulharsko, Litva, Taliansko; v Grécku sa podiel ohrozených obyvateľov zvýšil až o 6,5 p. b. Z pohľadu počtu obyvateľov bol zaznamenaný najväčší nárast, teda najväčší negatívny dosah na celkovú mieru chudoby a sociálneho vylúčenia na európskej úrovni, vo Francúzsku (565-tisíc), v Grécku (750-tisíc) a najmä v Španielsku (takmer 2 milióny) a v Taliansku (až 3,37 milióna). V rámci EÚ27 tento indikátor narástol o 1,2 p. b., čo v roku 2012 predstavovalo až o takmer 7,4 milióna Európanov viac ohrozených chudobou a sociálnym vylúčením ako v referenčnom roku 2008.

## 7. ZÁVER

Cieľom článku bolo analyzovať vývoj miery chudoby a sociálneho vylúčenia na európskej úrovni a podrobnejšie na úrovni Slovenska. Indikátor slúži na meranie jedného z piatich hlavných cieľov stratégie EÚ 2020, ktorá si kladie za cieľ znížiť do roku 2020 počet Európanov ohrozených chudobou a sociálnym vylúčením o 20 miliónov. Národným cieľom Slovenska je do roku 2020 znížiť počet takto ohrozených ľudí o 170-tisíc.

Pri analýze vývoja indikátora miera chudoby a sociálneho vylúčenia sme hodnotili roky 2008 až 2012. Rok 2008 bol referenčným rokom, z ktorého sa vychádzalo pri definovaní cieľa stratégie pre oblasť sociálnej inklúzie. Rok 2012 bol v čase písania príspevku posledným rokom, za ktorý boli dostupné údaje zo zisťovania EU SILC na európskej úrovni.

Z analýzy údajov vyplynulo, že celkovo bolo na Slovensku v sledovaných rokoch menej obyvateľov ohrozených chudobou a sociálnym vylúčením, ako je celoeurópsky priemer. Na Slovensku bol vývoj indikátora relatívne stabilný. Pri porovnaní rokov 2008 a 2012 sa situácia na Slovensku takmer nezmenila a miera chudoby a sociálneho vylúčenia klesla len o 0,1 p. b. Na úrovni EÚ27 sme však zaznamenali nárast o 1,2 p. b., čo znamená nárast ohrozených obyvateľov EÚ takmer až o 7,4 milióna. Na európskej úrovni boli z pohľadu chudoby a sociálneho vylúčenia najmenej ohrození obyvatelia Islandu, Nórska, Holandska, Českej republiky a Švédska. Naopak, k najviac ohrozeným chudobou a sociálnym vylúčením patrili obyvatelia Lotyšska, Rumunska a najmä Bulharska, kde je v ohrození chudoby a sociálneho vylúčenia až takmer polovica populácie tejto krajiny.



Z analýzy jednoznačne vyplýva, že v prvých rokoch realizácie Stratégie EÚ 2020 sa jej cieľ nedarí naplňať ani na európskej úrovni, ani vo väčšine európskych krajín. Medzi rokmi 2008 a 2012 sa miera chudoby a sociálneho vylúčenia znížila len v siedmich európskych štátoch vrátane Slovenska. Najvýraznejší pozitívny trend sme dosiaľ pozorovali v Poľsku, kde v sledovanom období indikátor poklesol o 3,8 p. b., čo predstavuje zníženie počtu chudobou a sociálnym vylúčením ohrozených obyvateľov Poľska o takmer 1,4 milióna. Naopak, najvýraznejší negatívny trend a najväčší negatívny dosah na celkovú mieru v rámci EÚ sa zistil v Grécku (nárast o 6,5 p. b., 750-tisíc obyvateľov), v Španielsku (nárast o 3,7 p. b., takmer 2 milióny obyvateľov) a najmä v Taliansku (nárast o 5,1 p. b., 3,37 milióna obyvateľov).

## LITERATÚRA

- [1] ATKINSON, T., CANTILLON, B., MARLIER, E. and NOLAN, B. 2002. Social Indicators: The EU and Social Inclusion. Oxford: Oxford University Press.
- [2] EUROSTAT 2002. Income, Poverty and Social Exclusion: Second Report. Luxembourg: Eurostat.
- [3] MARLIER, E., ATKINSON, A. B., CANTILLON, B. and NOLAN, B. 2007. The EU and social inclusion. Bristol: Facing the challenges The Policy Press.
- [4] MARLIER, E. AND NATALI, D. WITH VAN DAM, R. (editors/2010). Europe 2020: Towards a more Social EU? Brussels: P. I. E. Peter Lang.
- [5] DICKES, P., FUSCO, A. and MARLIER, E. 2010. „Structure of national perceptions of social needs across EU countries“. Social Indicators Research, Vol. 95, No. 1, pp. 143 – 167.
- [6] COURARD, Ph. 2010. Foreword by Mr. Philippe Courard. Belgian Secretary of State for Social Integration and Combating Poverty. In: FRAZER, H., MARLIER, E., NICAISE, I.: A Social Inclusion Roadmap for Europe 2020. Amtwerp: Garant, 2010, 9 – 13.
- [7] EUROPEAN COMMISSION (2010b). Europe 2020: A European Strategy for smart, sustainable and inclusive growth. Communication NO COM (2010) 2020, Brussels: European Commission, 2010.
- [8] FUSCO, GUIO, MARLIER (2011). Income Poverty and Material deprivation in European countries. 2011.

## RESUMÉ

Témou predloženého príspevku je analýza jedného z piatich cieľov stratégie EÚ 2020, ktorým je znížiť do roku 2020 o 20 miliónov počet Európanov ohrozených chudobou a sociálnym vylúčením. Indikátor je analyzovaný za roky 2008 až 2012 ako komparácia krajín na európskej úrovni s podrobnejším zameraním na Slovensko v každom z analyzovaných rokov.

Príspevok poukazuje na to, že cieľ stratégie sa zatiaľ nedarí naplňať vo väčšine európskych krajín. Pozitívny trend vo vývoji indikátora bol zaznamenaný len v siedmich krajinách vrátane Slovenska. V rámci EÚ27 indikátor narástol o 1,2 p. b., čo predstavovalo v roku 2012 takmer až o 7,4 milióna Európanov viac ohrozených chudobou a sociálnym vylúčením ako v referenčnom roku 2008.

## RESUME

The theme of the present paper is to analyze one of the five objectives of the EU 2020 strategy – to reduce in 2020 to 20 million the number of Europeans at risk of

poverty and social exclusion. The indicator is analyzed for the years 2008-2012 as comparison of the countries at European level, with a more detailed focus on Slovakia in each of the analyzed years.

Contribution points out on the fact that the objective of the strategy is unable to fulfill in most European countries yet. Positive trend in the indicator was recorded only in seven countries, including Slovakia. Within the EU27, there has been an increase by 1,2 pp in this indicator, which represented by nearly 7,4 million Europeans more at risk of poverty and social exclusion in 2012 than in the reference year 2008.

### **PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS**

**Mgr. Róbert Vlačuha** vyštudoval Prírodovedeckú fakultu Univerzity Pavla Jozefa Šafárika v Košiciach, odbor matematický manažment. Od roku 2004 pracuje v Štatistickom úrade SR. Venuje sa najmä oblasti chudoby, materiálneho a sociálneho vylúčenia. Na túto tému publikoval príspevky v domácich i zahraničných časopisoch a zúčastňuje sa na vedeckých konferenciách doma i v zahraničí. V súčasnosti je vedúcim oddelenia Štatistiky životnej úrovne obyvateľstva Štatistického úradu SR.

### **KONTAKT**

robert.vlacuha@statistics.sk

## ŠTATISTICI PRIPRAVUJÚ EURÓPSKE ZISŤOVANIE O ZDRAVÍ

### STATISTICIANS PREPARE THE EUROPEAN HEALTH INTERVIEW SURVEY



Ing. Alena Gerhardtová

*Zdravotný stav obyvateľov Slovenska a faktory, ktoré ho ovplyvňujú. Ako sme na tom so zdravotnou starostlivosťou v porovnaní s inými krajinami Európskej únie? To sú hlavné témy Európskeho zisťovania o zdraví – European Health Interview Survey (EHIS), ktoré sa na Slovensku uskutoční už po druhý raz v čase od 1. 7. 2014 do 31. 12. 2014.*

*V súvislosti s prípravou tohto výberového zisťovania sme oslovili gestorku projektu Alenu Gerhardtovú z odboru sociálnych štatistík Štatistického úradu SR.*

- ***V čom spočíva špecifickosť Európskeho zisťovania o zdraví v porovnaní napríklad so štatistikou zdravia, ktorá sa na Slovensku tvorí už dlhšie?***

Výberové zisťovanie u obyvateľstva umožňuje pohľad na zdravie zo strany respondenta – pacienta (môžeme povedať prijímateľa zdravotnej starostlivosti) oproti „tradičným“ štatistikám o zdraví, ktoré sa spracúvajú najmä na základe údajov poskytovaných zdravotníckymi zariadeniami, teda poskytovateľmi zdravotnej starostlivosti. Tieto štatistiky sa však navzájom dopĺňajú a poskytujú tak celkový obraz o zdraví a zdravotnej starostlivosti v krajine.

Zisťovanie EHIS umožňuje získať údaje subjektívneho charakteru (pocit, názor, hodnotenie) a údaje, ktoré sa nedajú nájsť v iných zdrojoch alebo iných štatistických zisťovaniach, napr. subjektívne zhodnotenie svojho zdravia, vyjadrenie svojich pocitov a problémov v oblasti duševného zdravia, nenaplnená potreba zdravotnej starostlivosti, návyky v konzumácii ovocia, zeleniny, fyzická aktivita, fajčenie, konzumácia alkoholu a pod. Ďalším a veľmi dôležitým špecifikom je, že údaje z EHIS sú porovnateľné medzi jednotlivými členskými krajinami Európskej únie (EÚ). Údaje o zdraví z tradičných štatistických zisťovaní alebo z administratívnych zdrojov môžu poskytnúť spoľahlivejšie a presnejšie údaje o zdravotnej starostlivosti, ale nemusia byť automaticky porovnateľné medzi krajinami. Výhodou zbierania údajov EHIS je, že získame porovnateľné údaje za všetky krajiny EÚ vďaka rovnakej metóde zberu. Druhou výhodou je, že nám umožní prepojenie údajov o zdravotnom stave, zdravotnej starostlivosti a faktoroch ovplyvňujúcich zdravie so sociálno-ekonomickými charakteristikami respondenta.

- ***Čím zdôvodňuje Európska únia potrebu tvoriť štatistiku o zdraví obyvateľov na medzinárodnej úrovni a v ktorých oblastiach je možné údaje z nej využiť?***

EÚ potrebuje štatistické údaje o zdraví obyvateľov na medzinárodnej úrovni nielen preto, aby mohla porovnávať zdravie obyvateľov v jednotlivých členských štátoch, ale aj z dôvodu politických potrieb a požiadaviek vyplývajúcich z implementácie rôznych európskych stratégií, ako Európa 2020, Spolu k zdraviu, Stratégia spoločenstva o zdraví a bezpečnosti pri práci, Stratégia trvalo udržateľného rozvoja a pod. EHIS slúži ako jediný zdroj údajov pre zoznamy štatistických ukazovateľov, ako sú

Európske kľúčové ukazovatele o zdraví (ECHI), ukazovatele zdravotnej a dlhodobej starostlivosti v rámci Otvorenej metódy koordinácie (OMC), a pre niektoré ukazovatele Generálneho riaditeľstva pre zdravie a spotrebiteľov (DG SANCO) a Generálneho riaditeľstva pre zamestnanosť (DG EMPL). Štatistické údaje z EHIS sa používajú aj ako podklady na riešenie súčasných problémov v EÚ, akými sú starnutie populácie, dlhodobá zdravotná starostlivosť, nerovnosť v zdraví, kvalita systémov zdravotnej starostlivosti, propagácia zdravého životného štýlu, výživa, šport, fyzická aktivita a pod. Údaje zo zisťovania EHIS využívajú aj medzinárodné organizácie – Medzinárodná zdravotnícka organizácia (WHO) a Organizácia pre hospodársku spoluprácu a rozvoj (OECD).

Okrem využiteľnosti údajov na medzinárodnej úrovni je EHIS užitočným zdrojom aj na národnej úrovni. Údaje z neho sú zaujímavé pre úrady verejného zdravotníctva, zdravotnícke školy, univerzity a rôzne vedecké inštitúcie.

- ***V roku 2009 bolo na Slovensku prvé Európske zisťovanie o zdraví. Zmenila sa odvtedy jeho metodika?***

Z pohľadu metodiky Eurostatu sa v podstate zmenil iba odporúčaný dotazník, aj keď jeho základná štruktúra delenia na moduly (o zdravotnom stave, o zdravotnej starostlivosti, o faktoroch ovplyvňujúcich zdravie a modul so základnými informáciami o respondentovi) zostala zachovaná. Na základe skúseností z prvého zisťovania EHIS 2009 sa dotazník vylepšil. Pristúpilo sa k skráteniu dotazníka EHIS, čím sa počet zisťovaných premenných znížil z 207 na 115. Niektoré otázky sa vynechali, niektoré upravili, niektoré nové pribudli. Napríklad podstatne sa zjednodušili otázky o chronických ochoreniach, o činnostiach starostlivosti o seba a o domácnosť (budú na ne odpovedať len respondenti vo veku 65 rokov a starší), o poskytovateľoch zdravotnej starostlivosti a o užívaní liekov. V porovnaní so zisťovaním EHIS 2009 dotazník neobsahuje otázky o výdavkoch z vlastného vrecka a užívaní drog. Celkovo boli prepracované otázky o fyzickej aktivite, konzumácii alkoholu a duševnom zdraví, ktoré sa javili v prvom zisťovaní EHIS ako najviac problematické. Na základe nových požiadaviek používateľov údajov boli do dotazníka zaradené napr. otázky o nenaplnenej potrebe zdravotnej starostlivosti, o kolonoskopickom vyšetrení, o poskytovaní neformálnej starostlivosti alebo o pomoci ľuďom so zdravotnými problémami.

Čo sa týka spôsobu zberu údajov, v EHIS 2009 sa údaje zbierali formou osobného rozhovoru pomocou papierových dotazníkov, do ktorých opytovatelia zapisovali odpovede respondentov. Počas zberu sa okrem hlavného dotazníka používali ešte dva osobitné dotazníky, ktoré samostatne vyplňali respondenti. Zber údajov v EHIS 2014 bude na rozdiel od prvého zisťovania prevažne elektronický. Odpovede respondentov na otázky z hlavného dotazníka opytovatelia zapíšu priamo do tabletov. Bude sa používať už len jeden papierový dotazník na samostatné vyplnenie respondentom (o fajčení a konzumácii alkoholu). Zber údajov v EHIS 2009 prebiehal na celom území SR súvisle v období od 16. 9. 2009 do 31. 10. 2009. V zisťovaní EHIS 2014 sa bude zber vykonávať každý mesiac v čase od 1. 7. 2014 do 31. 12. 2014.

Kým prvé zisťovanie EHIS v roku 2009 sa v SR a v niektorých členských krajinách EÚ uskutočnilo na základe džentlmenovej dohody (jeho realizácia nebola povinná), v roku 2014 je toto zisťovanie záväzné pre všetky členské krajiny EÚ podľa

nariadenia Európskej komisie č. 141/2013 z 19. februára 2013, ktorým sa vykonáva nariadenie Európskeho parlamentu a Rady (ES) č. 1338/2008 o štatistikách Spoločenstva v oblasti verejného zdravia a bezpečnosti a ochrany zdravia pri práci, pokiaľ ide o štatistiky vychádzajúce z európskeho zisťovania o zdraví formou rozhovoru (EHIS).

- ***Aká bude cieľová populácia pre EHIS 2014 a akým spôsobom sa ju chystáte osloviť?***

Cieľová populácia EHIS 2014 je rovnaká ako pri EHIS 2009. Budú ju tvoriť fyzické osoby, ktoré prevažnú časť roka žijú na území SR v súkromných domácnostiach a v čase zisťovania dovŕšia 15 a viac rokov. Osoby žijúce v kolektívnych domácnostiach a v inštitúciách (napr. v domovoch dôchodcov, v detských domovoch, vo väzniciach, v kláštoroch a pod.) sú vo všeobecnosti z cieľovej populácie vyňaté. Výberový súbor respondentov bude zostavený reprezentatívnym spôsobom z cieľovej populácie zo všetkých krajov SR.

Vzhľadom na to, že naše oslovenie respondentov počas prvého zisťovania EHIS sa stretlo s pozitívnym ohlasom, plánujeme sa pripomenúť do pozornosti respondentom podobným spôsobom ako v roku 2009, teda listami primátorom miest a starostom obcí a cez informačné správy v médiách (tlač, rozhlas, televízia).

- ***Údaje o zdraví obyvateľov sú mimoriadne citlivé a komunikácia ich ochrany môže významne ovplyvniť celkovú mieru návratnosti dotazníkov. Čo by ste v tejto súvislosti chceli respondentom odkázať?***

Súhlasím, údaje o zdraví obyvateľstva sú veľmi citlivé. Ochrana dôverných údajov je zaručená zákonom č. 540/2001 Z. z. o štátnej štatistike v znení neskorších predpisov. Ochranu osobných údajov upravuje zákon č. 122/2013 Z. z. o ochrane osobných údajov a o zmene a doplnení niektorých zákonov. Na základe toho by som chcela respondentom odkázať, že akékoľvek obavy zo zneužitia poskytnutých odpovedí sú neopodstatnené; Štatistický úrad SR zaručuje ochranu dôverných údajov v celom rozsahu. Respondentov navštívia v ich domácnostiach opytovatelia zo Štatistického úradu SR, ktorí sa preukážu poverením opytovateľa. Respondentov by som chcela ďalej požiadať o spoluprácu na tomto zisťovaní. Informácie, ktoré poskytnú, budú užitočné nielen ako spätná väzba respondenta – pacienta, ale stanú sa aj mimoriadne cenným zdrojom údajov o zdraví obyvateľstva v SR.

Pripravila ZUZANA ŠTUKOVSKÁ

## RECENZIA PUBLIKÁCIE/REVIEW OF PUBLICATION

**Branislav Šprocha, Boris Vaňo, Branislav Bleha:**  
**Prognóza vývoja obyvateľstva v okresoch Slovenskej republiky do roku 2035**  
Vydavateľstvo Faber, Bratislava 2013, 97 s., ISBN 978-80-89019-25-0

Vývoj obyvateľstva každej krajiny je z hľadiska fungovania spoločnosti podstatný a zaslúži si pozornosť z kvalitatívneho i kvantitatívneho hľadiska. Od 80. rokov 20. storočia prechádza populácia Slovenskej republiky na nový model reprodukčného správania, ktorého najpodstatnejším dôsledkom je starnutie populácie. Tento proces spôsobuje zvyšovanie nákladov spoločnosti na dôchodky, zdravotníctvo, sociálne a ďalšie služby, čo následne vyvoláva zvýšený záujem o demografickú budúcnosť. Ako dlho budú tieto nové trendy pokračovať a kam až sa vývoj slovenskej populácie dostane, to sú najčastejšie otázky, ktoré si kladú ekonómovia, politici a ostatná odborná a laická verejnosť. Čiastočnú odpoveď na tieto otázky môžu poskytnúť populačné prognózy. Predpovedanie demografických zmien i celkového populačného vývoja je však náročné a presnosť do značnej miery závisí aj od vývoja konkrétnych spoločenských situácií, nielen na národnej, ale i na medzinárodnej úrovni.

Nová vedecká monografia s názvom **Prognóza vývoja obyvateľstva v okresoch Slovenskej republiky do roku 2035**, ktorej autormi sú *Branislav Šprocha*, pracujúci vo Výskumnom demografickom centre INFOSTAT-u a v Prognostickom ústave SAV, *Branislav Bleha* z Prírodovedeckej fakulty Univerzity Komenského a *Boris Vaňo* z Výskumného demografického centra INFOSTAT-u, ponúka odpovede na otázky, aký bude najpravdepodobnejší vývoj počtu obyvateľov v slovenských okresoch, akú intenzitu starnutia budú mať jednotlivé okresy a aká bude plodnosť, úmrtnosť a migrácia v nich.

Táto prognóza vývoja obyvateľstva nadväzuje na republikovú prognózu populačného vývoja Slovenskej republiky do roku 2060. Autori monografie zdôrazňujú, že hlavné demografické trendy zreteľné na celoštátnej úrovni možno vidieť aj na regionálnej úrovni, avšak na tejto územnej úrovni sú pre Slovenskú republiku charakteristické pomerne výrazné disparity.

V úvode publikácie autori **predstavujú metodiku práce a obsah celej monografie. Ďalšie tri kapitoly ponúkajú analýzu a prognózu demografických procesov**, ktorých výsledkom je stav a štruktúra populácie. Ako prvému sa venujú procesu **plodnosti**. Je analyzovaný i prognózovaný v kontexte dramatického zníženia jeho intenzity, predovšetkým v mladšom veku žien. Nasleduje analýza a prognóza **úmrtnosti** ako druhej základnej zložky prirodzeného pohybu



obyvateľstva. Analýza i prognóza úmrtnosti vychádza z určitej stability tohto procesu s jasne identifikovateľnými vývojovými črtami.

Tretím analyzovaným a prognózovaným procesom je **migrácia**, ktorá však na rozdiel od úmrtnosti vykazuje z hľadiska vývoja značnú nestabilitu; existencia komplexu faktorov nedemografickej povahy, ktoré na migráciu vplyvajú, môže, ako upozorňujú autori, značne ovplyvniť presnosť prognózy v tejto oblasti. Kapitola s názvom **Zhodnotenie výsledkov prognózy** má opisno-hodnotiaci charakter. Vyhodnocuje vývoj počtu obyvateľstva, medziročných prírastkov a vekovej štruktúry.

**V závere** autori vecne zhodnocujú význam prognózy do úrovne okresov.

Na škodu publikácie je, že v súvislosti s procesom plodnosti obsahuje tvrdenie, podľa ktorého zmena metodiky pri zisťovaní narodených od roku 2012 „neumožňuje plnú porovnateľnosť syntetických indikátorov“, čo môže viesť k pochybnostiam o výsledkoch prognózy plodnosti. Používatelia monografie však nemusia mať obavy, pretože štatistike narodených venuje Štatistický úrad SR náležitú pozornosť. Na účely vedeckých analýz pôrodnosti a plodnosti slovenskej populácie vedie vo svojich informačných systémoch okrem údajov o deťoch narodených v SR aj údaje o deťoch narodených v zahraničí a deťoch narodených v zahraničí a prihlásených na trvalý pobyt v SR. Existencia týchto údajov zaručuje možnosť úplnej porovnateľnosti.

Publikácia má vedecký charakter a spĺňa základné princípy tvorby prognóz. Jej využitie vidíme predovšetkým v oblastiach, akými sú zodpovedné rozhodovanie na regionálnej úrovni, korekcia súčasných rozhodnutí, prevencia pred nesprávnymi rozhodnutiami a varovanie pred riskantnými rozhodnutiami.

Vzhľadom na to, že ľudské zdroje patria medzi prioritné oblasti regionálneho rozvoja, využívanie tohto informačného zdroja by malo byť základom adekvátnej regionálnej politiky. Predstavuje totiž ucelený systém hodnotenia a predikovania vývoja obyvateľstva a jeho demografického správania v okresoch Slovenskej republiky. Texty v publikácii sú vhodne doplnené tabuľkami a mapami.

*Kompletné výsledky prognózy v elektronickej forme sú verejne dostupné na internetových stránkach **Prognostického ústavu Slovenskej akadémie vied** <http://www.prog.sav.sk/> a **Výskumného demografického centra** [http://www.infostat.sk/vdc/pdf/Prognoza\\_okresy\\_SR\\_2035.pdf](http://www.infostat.sk/vdc/pdf/Prognoza_okresy_SR_2035.pdf).*

**ZUZANA PODMANICKÁ**  
Štatistický úrad SR

## ZAZNAMENALI SME/NOTICED

### **SEMINÁR O MODERNIZÁCII EURÓPSKÝCH ŠTATISTÍK**

*Január 2014*

### **WORKSHOP ABOUT MODERNIZATION EUROPEAN STATISTICS**

*January 2014*

Európska komisia, zastúpená Eurostatom a ďalšími partnermi, menovite štatistickými úradmi Španielska, Talianska a Nemecka, usporiadala v španielskej Valencii pre štatistikov, metodikov a odborníkov na informačné technológie pracovný seminár zameraný na modernizáciu európskych štatistík. Bohatý program organizátori rozdelili do sekcií, ktoré sa zaoberali európskymi a národnými iniciatívami v danej oblasti a otázkami súvisiacimi s participáciou na projektoch modernizácie štatistík, konkrétne dôsledkami a udržateľnosťou programu MEETS (*Modernisation of European Enterprise and Trade Statistics*), SIMSTAT (*Single Market Statistics*) a ESSnet (*Employee Self-Service*).

Osobitnú pozornosť venovali účastníci seminára európskemu štatistickému systému. Podporili implementáciu výstupov zo spomínaných projektov a vyslovili sa za aktívnu účasť národných štatistických úradov na modernizácii európskeho štatistického systému.

### **VYŠIEL ZBORNÍK PRÍSPEVKOV Z MEDZINÁRODNEJ VEDECKEJ KONFERENCIE**

*Potrebuje ešte Slovensko po sčítaní 2011 ďalší cenzus?*

*Marec 2014*

### **PROCEEDING OF INTERNATIONAL SCIENTIFIC CONFERENCE "After the 2011 Census does Slovakia still need another one?" WAS PUBLISHED**

*March 2014*

Štatistický úrad SR vydal elektronicky a v obmedzenom počte aj v tlačenej forme zborník príspevkov z medzinárodnej vedeckej konferencie *Potrebuje ešte Slovensko po sčítaní 2011 ďalší cenzus?*, ktorú usporiadal v novembri minulého roku v Bratislave. Cieľom podujatia, na ktorom sa zúčastnilo približne 100 odborníkov z rôznych oblastí, bolo prezentovať využitie údajov zo sčítania 2011 na získanie relevantného obrazu o stave spoločnosti. Touto konferenciou Štatistický úrad SR otvoril verejnú diskusiu o budúcnosti jedného z najvýznamnejších štatistických zisťovaní u nás i vo svete.

Zborník obsahuje 16 príspevkov autorov, ktorí využitie výsledkov cenzu a názory na jeho budúcnosť na konferencii nielen prezentovali, ale ich publikovaním poskytli presvedčivý argumentačný materiál na podporu významu sčítania v podmienkach Slovenskej republiky.

V prílohe zborníka čitatelia nájdu plagáty s vybranými výsledkami Sčítania obyvateľov, domov a bytov 2011 v SR a plagáty dokumentujúce históriu sčítania, ktoré poskytol Český štatistický úrad.

*Zborník príspevkov (206 s.) je verejne dostupný na internetovej stránke Štatistického úradu SR [www.statistics.sk](http://www.statistics.sk).*



**KONČÍ SA PROJEKT SČÍTANIE OBYVATEĽOV, DOMOV A BYTOV 2011***Marec 2014***THE PROJECT 2011 POPULATION AND HOUSING CENSUS IS ENDING***March 2014*

V čase uzávierky druhého čísla časopisu Slovenská štatistika a demografia Štatistický úrad SR finišoval s prácami na sprístupňovaní výsledkov Sčítania obyvateľov, domov a bytov 2011 Eurostatu. Vzhľadom na to, že všetky členské štáty Európskej únie mali povinnosť uskutočniť census v tom istom roku, v roku 2011, Európsky parlament, Rada (ES) a Komisia (ES) vymedzili v nariadeniach prijatých v rokoch 2008 a 2009 témy sčítania, ich členenie a technickú špecifikáciu.

V súlade s týmito nariadeniami Štatistický úrad SR prvýkrát v histórii sprístupní požadované dáta Eurostatu prostredníctvom 60 hyperkociek (viacrozmerných krížových tabuliek) a 191 podkociek. Odborná i laická verejnosť sa po tom, ako Eurostat umožní vstup do aplikácie, dostane cez web Štatistického úradu Európskych spoločenstiev k relevantným dátam zo sčítania vo všetkých členských štátoch únie. Národné štatistické úrady poskytnú k údajom v hyperkockách a podkockách aj podrobné metaúdaje, ktoré budú dôležité z hľadiska medzinárodného porovnávania zverejnených údajov a ich správnej interpretácie.



## INFORMÁCIE PRE PRISPIEVATEĽOV

Príspevky prijímame v slovenskom, v českom a v anglickom jazyku. Musia rešpektovať odborné zameranie časopisu a jeho vedecký charakter. Zaslaný príspevok nesmie byť v recenznom konaní v inom časopise, ani uverejnený v odbornej a inej tlači.

Príspevky zasielajte v elektronickej forme vo formáte MS Word alebo Open Office, typ písma Arial, veľkosť 12, riadkovanie 1. Nad titulkom treba uviesť meno autora a jeho pracovisko.

Súčasťou príspevku je abstrakt (základný popis cieľa a spôsobu spracovania faktov v rozsahu do 100 slov), kľúčové slová (maximálne 5), resumé (stručné zhrnutie obsahu článku s dôrazom na jeho prínos a najvýznamnejšie závery v rozsahu do 500 slov), profesijný životopis (v rozsahu do 120 slov) a kontakt (e-mailová adresa autora). Názov článku, abstrakt, kľúčové slová a resumé poskytne autor aj v anglickom jazyku. Zoznam použitej literatúry v abecednom poradí s úplnými bibliografickými údajmi sa uvádza na konci článku. Odkazy na literatúru sa uvádzajú v texte číslami v hranatých zátvorkách. Poznámky s poradovým číslom sú umiestnené pod čiarou na príslušnej strane textu, ku ktorému sa vzťahujú. Podrobnejšie pokyny nájdete autori na [www.statistics.sk](http://www.statistics.sk).

Maximálny rozsah vedeckých článkov je 15 normostrán, informatívnych článkov 6 normostrán, recenzie, rozhovory a informácie publikujeme v rozsahu maximálne 3 normostrany. Tabuľky, mapy, grafy a obrázky musia mať názov a uvedený zdroj údajov; odporúčame, aby kopírovali šírku textu. Skratky sa používajú len minimálne, pri prvom použití je potrebné skratku v zátvorke rozpísať. Redakcia zabezpečuje jazykovú úpravu textu.

Príspevky sú recenzované. Oponentské konanie je obojstranne anonymné. Konečné rozhodnutie o publikovaní článku vydáva redakčná rada.

Redakcia si vyhradzuje právo zverejniť články schválené redakčnou radou v tlačenej podobe a s odstupom troch mesiacov aj v elektronickej forme na internetovej stránke Štatistického úradu SR.

## INFORMATION FOR AUTHORS

Articles are accepted in Slovak, Czech and English languages and must comply with the journal's professional specialisation and scientific nature as well. The submitted articles should not be peer-reviewed by another journal and should not have already been published in any specialised or other press.

Please submit your articles in electronic form, in MS Word or Open Office format, Arial font, size 12 and typed in single spacing. The author's name and workplace should be indicated above the heading.

Articles should contain an abstract (general description of the objective and the processing methods used up to 100 words), key words (max. 5), resume (brief summary of the article's content emphasizing its contribution and the most important conclusions up to 500 words), curriculum vitae of the author (no more than 120 words) and the author's contact (e-mail address). The author should submit the article's title, abstract, key words and resume in English language. List of the literature used with full bibliographic data should be given in alphabetical order at the end of an article. Bibliographic citations should be given in square brackets. References are indicated by numbers in a text in square brackets. Footnotes should be numbered in the order of the corresponding page of a text. Authors can find more details at the website [www.statistics.sk](http://www.statistics.sk).

Maximum scope of a scientific article is up to 15 standard pages, informative articles should be up to 6 standard pages in length, reviews, discussions and information not more than 3 standard pages. Tables, maps, graphs and pictures should have a title and the data source indicated, it is also advised to copy the width of a text. Abbreviations should be used only rarely and should be appropriately explained in parentheses when first used. Language text revisions are provided by the editorial office.

Articles are reviewed. The opponent procedure is mutually anonymous. The final decision on the article's publication is made by the editorial board.

The editorial office reserves the right to publish articles approved by the editorial board in printed form at intervals of at least three months also in electronic form at the website of the Statistical Office of the SR.

## SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA A DEMOGRAFIA

je jediný recenzovaný vedecký časopis so zameraním na prezentáciu moderných štatistických a demografických metód a postupov. Propagujeme miesto a význam slovenskej štatistiky v Európskom štatistickom systéme, spoluprácu Eurostatu a národných štatistických úradov pri harmonizácii zisťovaní a multidimenzionálny rozmer štatistiky. Podporujeme rozvoj štatistickej teórie a jej prepojenie s praxou. Naším cieľom je prispievať k využiteľnosti štatistických výstupov v rôznych oblastiach a k zvyšovaniu ich kvality a efektivity.

Publikujeme analytické články, prognózy, názory, diskusné príspevky, recenzie, rozhovory, informácie a oznamy z rôznych oblastí štatistiky (národné účty, produkčné štatistiky, sociálne štatistiky, štatistika životného prostredia apod.) a demografie (demografická štatistika, teoreticko-metodologické východiská demografie, historická demografia a pod.), vrátane sčítania obyvateľov, domov a bytov ako neodmysliteľnej súčasť demografickej štatistiky.

### **Vydáva:**

Štatistický úrad SR

### **Identifikačné číslo vydavateľa:**

IČO 00 166 197

### **Vychádza:**

Štyrikrát ročne

### **Dátum vydania:**

15. apríl 2014

### **Tlač:**

Reprografické stredisko  
Štatistického úradu SR

### **Predplatné:**

20 eur (na rok)  
5 eur (za jeden výtlačok)

### **Objednávky prijíma:**

Informačný servis  
Štatistického úradu SR  
Tel.: +4212/502 36 339  
+4212/502 36 335  
E-mail: [info@statistics.sk](mailto:info@statistics.sk)

## SLOVAK STATISTICS AND DEMOGRAPHY

is the only scientific peer-reviewed journal focusing on the presentation of modern statistical and demographic methods and procedures. Our aim is to promote the position and importance of Slovak statistics in the European statistical system, cooperation between the Eurostat and the national statistical offices in the field of survey harmonisation and the multidimensional character of statistics as well. We support the development of statistical theory and its connection with practice. We aim to contribute to the utility of statistical outputs in various fields and to the improvement of quality and efficiency.

We publish analytic articles, prognoses, views, discussion contributions, reviews, discussions, information and announcements from various statistical fields (national accounts, production statistics, social statistics, environmental statistics etc.) and demography (demographic statistics, theoretical and methodological bases of demography, historical demography etc.) including the population and housing census as an essential part of demographic statistics.

### **Issued by:**

Statistical Office of the SR

### **Company registration number:**

00 166 197

### **Published:**

Four times a year

### **Date of issue:**

15<sup>th</sup> April 2014

### **Press:**

Reprographic centre of the  
Statistical Office of the SR

### **Subscription:**

20 Eur (per year)  
5 Eur (for one copy)

### **Orders are to be addressed to:**

Information Service of the  
Statistical Office of the SR  
Tel.: +4212/502 36 336  
+4212/502 36 335  
E-mail: [info@statistics.sk](mailto:info@statistics.sk)