

Štatistický úrad Slovenskej republiky
The Statistical Office of the Slovak Republic

SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA a DEMOGRAFIA

SLOVAK STATISTICS
and DEMOGRAPHY

vedecký časopis/scientific journal

4/2020
ročník 30



ŠTATISTICKÝ
ÚRAD
SLOVENSKEJ
REPUBLIKY

ISSN 1339-6854 (online)
ISSN 1210-1095 (tlačené vydanie)

SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA A DEMOGRAFIA

Recenzovaný vedecký časopis založený v roku 1991. Od roku 2014 jednotlivé čísla časopisu zverejňujeme aj v elektronickej podobe na ssad.statistics.sk. Názory autorov článkov sa nemusia zhodovať s názormi vydavateľa.

Zahraniční poradcovia/Foreign Consultants

Gabriela Czanner

University of Liverpool
Veľká Británia/United Kingdom

Jitka Langhamrová

Vysoká škola ekonomická v Praze
University of Economics in Prague
Česká republika/Czech Republic

Estefanía Mourelle Espasandín

Universidade da Coruña
Španielsko/Spain

Michaela Potančoková

Joint Research Centre,
European Commission
Taliansko/Italy

Hana Řezanková

Vysoká škola ekonomická v Praze
University of Economics in Prague
Česká republika/Czech Republic

Milan Stehlík

Universidad Técnica Federico Santa María,
Čile/Chile
Johannes Kepler University Linz
Rakúsko/Austria

Výkonná redaktorka/Executive Editor

Silvia Hudecová

Jazykové redaktorky/Language Editors

Slovenský jazyk/Slovak Language

Silvia Duchková

Anglický jazyk/English Language

Andrea Okenková

SLOVAK STATISTICS AND DEMOGRAPHY

The scientific peer-reviewed journal founded in 1991. From 2014 individual copies of the journal are available to readers in electronic form at the website ssad.statistics.sk. The opinions of the authors do not necessarily correlate with the opinions of the publisher.

Redakčná rada/Editorial Board

Ľudmila Ivančíková

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

Mikuláš Cár

Slovenská štatistická a demografická spoločnosť
Slovak Statistical and Demographic Society

Helena Glaser-Opitzová

Štatistický úrad SR
Statistical Office of the SR

Ján Haluška

INFOSTAT Bratislava

Iveta Stankovičová

Univerzita Komenského v Bratislave
Comenius University in Bratislava

Erik Šoltés

Ekonomická univerzita v Bratislave
University of Economics in Bratislava

Pavol Tišliar

Univerzita Komenského v Bratislave
Comenius University in Bratislava

Boris Vaňo

INFOSTAT - Výskumné demografické centrum
INFOSTAT - Demographic Research Centre

Obálka/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 address

SSaD@statistics.sk

ssad.statistics.sk
www.statistics.sk

OBSAH/CONTENTS

I. VEDECKÉ ČLÁNKY/SCIENTIFIC ARTICLES

Boris VAŇO 3
DÔSLEDKY ZMIEN REPRODUKČNÉHO SPRÁVANIA NA VEKOVÉ ZLOŽENIE
OBYVATEĽSTVA
IMPACTS OF CHANGES IN REPRODUCTIVE BEHAVIOUR ON THE AGE
STRUCTURE OF POPULATION

Branislav ŠPROCHA 13
TRANSFORMÁCIA SOBÁŠNOSTI SLOBODNÝCH NA SLOVENSKU OPTIKOU
TABULIEK ŽIVOTA
TRANSFORMATION OF NUPTIALITY OF SINGLE PERSONS IN SLOVAKIA
THROUGH THE OPTICS OF LIFE TABLES

Milan TEREK 28
MOŽNOSTI RIEŠENIA PROBLÉMU NEODPOVEDANIA V ANALÝZACH DÁT PRI
VYČERPÁVAJÚCOM SKÚMANÍ PROSTREDNÍCTVOM DOTAZNÍKOVÝCH
ZISŤOVANÍ
POSSIBILITIES FOR SOLVING THE PROBLEM OF NONRESPONSE IN ANALYSES
OF DATA IN CENSUSES REALIZED THROUGH QUESTIONNAIRE SURVEYS

II. INFORMATÍVNE ČLÁNKY, NÁZORY, RECENZIE, ROZHOVORY, INFORMÁCIE/ INFORMATIVE ARTICLES, OPINIONS, REVIEWS, INTERVIEWS, INFORMATION

Mikuláš ČÁR 42
KORONAVÍRUS NA SLOVENSKU A V EURÓPE
CORONAVIRUS IN SLOVAKIA AND IN EUROPE
Informácia/Information

Iveta STANKOVIČOVÁ, Martin BOĎA 46
SLEDOVAŤ KLZAVÝ MEDIÁN POČTU POZITÍVNE TESTOVANÝCH OSÔB NA
KORONAVÍRUS JE NEKOREKTNÉ
MONITORING A MOVING MEDIAN OF THE NUMBER OF PERSONS TESTED
POSITIVE FOR CORONAVIRUS IS INCORRECT
Názor/Opinion

III. PRIPRAVUJEME/COMING SOON 48

Boris VAŇO
INFOSTAT – Výskumné demografické centrum

DÔSLEDKY ZMIEN REPRODUKČNÉHO SPRÁVANIA NA VEKOVÉ ZLOŽENIE OBYVATEĽSTVA

IMPACTS OF CHANGES IN REPRODUCTIVE BEHAVIOUR ON THE AGE STRUCTURE OF POPULATION

ABSTRAKT

Na koncipovanie opatrení na zmiernenie populačného starnutia je potrebné poznať faktory, ktoré tento proces ovplyvňujú. V článku sa hodnotí vplyv faktorov, ktoré priamo ovplyvňujú vekové zloženie obyvateľstva, t. j. plodnosti, úmrtnosti a migrácie. Na hodnotenie sa využívajú prognostické simulácie založené na kohortne-komponentnej metóde. Ďalej sa článok zameriava na zisťovanie, ako výber ukazovateľov ovplyvňuje meranie zmien vo vekovej štruktúre obyvateľstva. Využívajú sa nielen najčastejšie štandardné ukazovatele založené na prežitom veku ale aj prospektívne ukazovatele, založené na potenciálnom veku.

ABSTRACT

In order to design measures to alleviate population ageing, it is necessary to know the factors affecting this process. The article evaluates the influence of factors that directly influence the age structure of population, i.e. fertility, mortality and migration. Prognostic simulations based on the cohort-component method are used for evaluation. Furthermore, the article focuses on finding out how the selection of indicators affects the measurement of changes in the age structure of the population. Not only the most common standard indicators based on survived age are used, but also the prospective indicators based on potential age.

KLÚČOVÉ SLOVÁ

prognostické simulácie, plodnosť, úmrtnosť, migrácia, starnutie obyvateľstva, štandardné a prospektívne ukazovatele vekovej štruktúry

KEY WORDS

prognostic simulations, fertility, mortality, migration, population ageing, standard and prospective characteristics of age structure

1. ÚVOD

Starnutie obyvateľstva je považované za významnú spoločenskú výzvu 21. storočia a pravdepodobne za najväčšiu súčasnú výzvu s demografickým pozadím. Dnes vieme, že v priebehu najbližších desaťročí je proces populačného starnutia na Slovensku nezvratný a nad zastavením, resp. výrazným spomalením tohto procesu možno uvažovať až po roku 2060, keď vekovú štruktúru obyvateľstva na Slovensku už nebudú ovplyvňovať silné populačné ročníky narodené v druhej polovici 20. storočia. Vzhľadom na závažné spoločenské dôsledky populačného starnutia je však potrebné uvažovať aspoň nad možnosťami jeho spomalenia a v tomto smere spraviť aj čo najrýchlejšie príslušné kroky.

Pri úvahách o spomalení procesu starnutia obyvateľstva je v prvom rade potrebné vedieť, ktoré faktory ovplyvňujú vekové zloženie obyvateľstva, aby bolo možné

opatrenia správne nasmerovať. Na vekovú štruktúru obyvateľstva vplýva mnoho faktorov, priamo ju však ovplyvňuje len počet narodených, zomrelých, prisťahovaných a vystahovaných. Všetky ostatné faktory pôsobia na vekovú štruktúru obyvateľstva nepriamo a to tým, že ovplyvňujú úroveň pôrodnosti, úmrtnosti a migrácie.

Nás bude ďalej zaujímať vplyv priamych faktorov na vekové zloženie obyvateľstva. To znamená, ako vplýva zmena pôrodnosti, úmrtnosti a migrácie na zmenu vekovej štruktúry obyvateľstva. Taktiež nás bude zaujímať, ako výber ukazovateľov ovplyvňuje meranie zmien vo vekovej štruktúre obyvateľstva. Pri hodnotení dôsledkov reprodukčného a migračného správania obyvateľstva na vekové zloženie obyvateľstva použijeme nielen najčastejšie klasické ukazovatele založené na prežitom veku, ale aj ich prospektívne ekvivalenty, založené na potenciálnom veku.

2. DÁTA, METÓDY, UKAZOVATELE

Ako nástroj na zodpovedanie prvej z dvoch výskumných otázok sme využili prognostické simulácie. Metodologickým základom týchto simulácií bola kohortne-komponentná metóda, ktorá modeluje vývoj počtu, prírastku a vekového zloženia obyvateľstva na základe vývoja plodnosti, úmrtnosti a migrácie [4, 6, 8]. Je teda ideálnym nástrojom na hodnotenie vplyvu plodnosti, úmrtnosti a migrácie na vekové zloženie obyvateľstva. Plodnosť vstupuje do modelu v podobe mier plodnosti, úmrtnosť v podobe pravdepodobností prežitia a migrácia v podobe migračného salda. Všetky tri vstupné komponenty sa členia podľa pohlavia a jednotiek veku.

Prognostické simulácie boli spracované za obdobie 2020 – 2060, východiskovým rokom bol rok 2019¹. Na hodnotenie vplyvu reprodukčných procesov na vekové zloženie obyvateľstva sme využili štyri simulačné scenáre, na porovnanie s očakávaným vývojom slúžil stredný scenár prognózy obyvateľstva SR do roku 2060 [2].

Simulačný scenár SIM1 modeluje vývoj počtu, prírastku a štruktúry obyvateľov za predpokladu, že plodnosť, úmrtnosť aj migrácia sa nezmenia. To znamená, že počas celého simulovaného obdobia by zostali na úrovni roka 2019.

V simulačnom scenári SIM2 sa počíta s konštantnou hodnotou úmrtnosti a migrácie počas celého simulovaného obdobia (na úrovni roka 2019) a s pravdepodobným vývojom plodnosti. To znamená zvýšenie úhrnnej miery plodnosti do roku 2060 zhruba o 12 %, pričom rast do roku 2030 by bol výraznejší ako počas zostávajúceho obdobia 2030 – 2060. Takýto scenár umožňuje modelovať izolovaný vplyv plodnosti na vekové zloženie obyvateľstva.

V simulačnom scenári SIM3 sú hodnoty plodnosti a migrácie konštantné počas celého simulovaného obdobia (na úrovni roka 2019) a budúci vývoj úmrtnosti dosahuje z dnešného pohľadu pravdepodobné hodnoty. To znamená, že úmrtnosť mužov aj žien sa rovnomerne znižuje počas celého simulovaného obdobia. Stredná dĺžka života pri narodení by sa do roku 2060 zvýšila u mužov o 9 rokov, resp. 12,1 %, a u žien o 6,2 roka, resp. 7,6 %. Takýto scenár umožňuje modelovať izolovaný vplyv úmrtnosti na vekové zloženie obyvateľstva.

¹ Za východiskový rok vstupuje do prognózy vekové zloženie obyvateľstva k 31.12. v členení podľa pohlavia a jednotiek veku.

V simulačnom scenári SIM4 sa počíta s konštantným vývojom plodnosti a úmrtnosti počas celého simulovaného obdobia (na úrovni roka 2019) a s pravdepodobným vývojom migrácie. To znamená zvyšovanie migračného salda až do roku 2060. Ročné prírastky migračného salda sa pohybujú zhruba na úrovni 2000 osôb. Takýto scenár umožňuje modelovať izolovaný vplyv migrácie na vekové zloženie obyvateľstva.

PROG je stredný scenár prognózy obyvateľstva SR do roku 2060. Predstavuje z dnešného pohľadu najpravdepodobnejší vývoj počtu, prírastku a vekovej štruktúry obyvateľstva. Umožňuje modelovať kombinovaný vplyv všetkých troch reprodukčných procesov na vekové zloženie obyvateľstva. Preto je s veľkou pravdepodobnosťou bližšie k realite, neumožňuje však vyhodnotiť vplyv jednotlivých faktorov. Slúži na vyhodnotenie simulačných scenárov z pohľadu očakávaného (najpravdepodobnejšieho) vývoja.

Zmeny plodnosti, úmrtnosti a migrácie, ktoré sú zapracované v scenároch SIM2, SIM3, SIM4, sú v súlade s trendmi, na ktorých je založený stredný scenár prognózy obyvateľstva. Ten počíta pri všetkých reprodukčných procesoch so zmenou ich úrovne (zvyšovanie plodnosti, znižovanie úmrtnosti, zvyšovanie migračného salda) ale len s minimálnymi zmenami v štruktúre týchto procesov.

Vplyv výberu ukazovateľov na meranie zmien vo vekovej štruktúre obyvateľstva budeme prezentovať pomocou priemerného veku a indexu starnutia. Okrem týchto dvoch najčastejšie využívaných štandardných ukazovateľov vekovej štruktúry obyvateľstva založených na prežitom veku, použijeme aj ich prospektívne ekvivalenty, založené nie na prežitých ale na zostávajúcich rokoch života [1, 3, 7]. Ide o ukazovatele potenciálne roky života a prospektívny index starnutia.

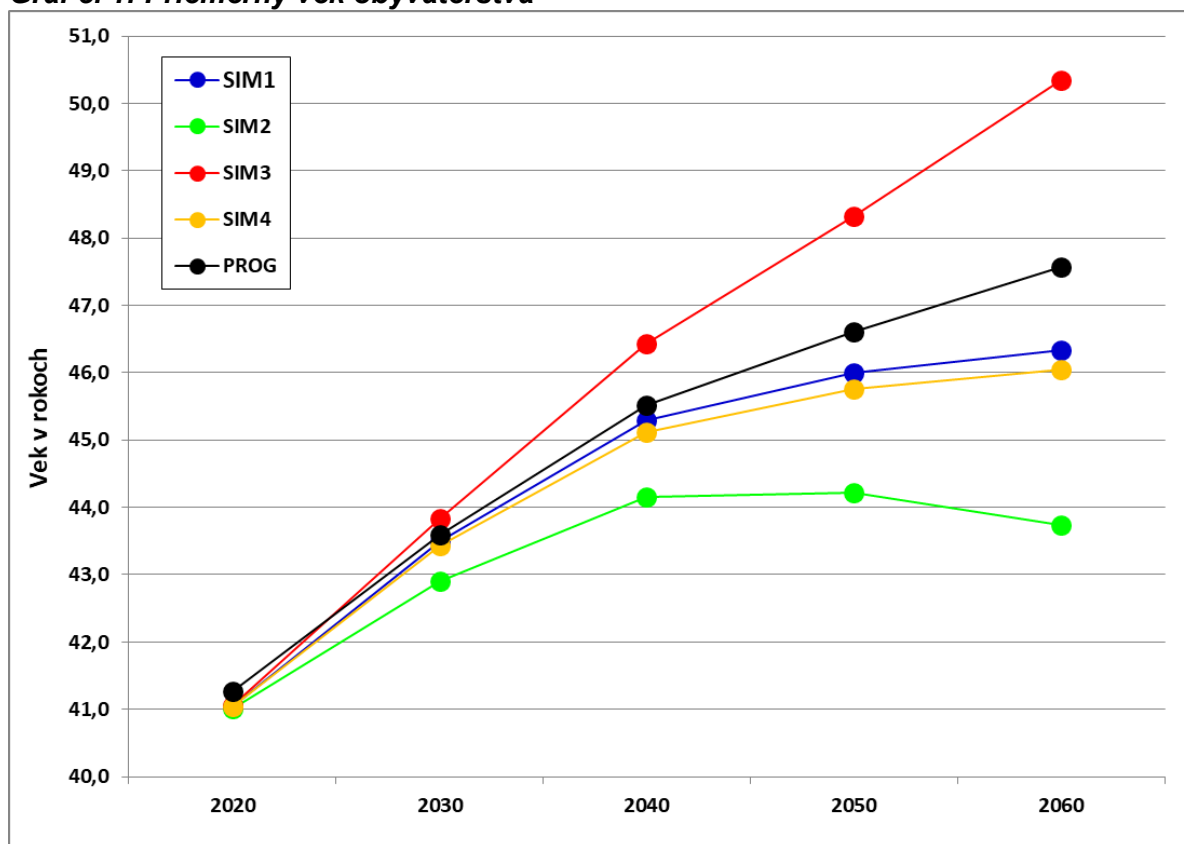
Priemerný vek obyvateľstva udáva priemerný vek obyvateľov žijúcich na danom území. Počíta sa ako vážený aritmetický priemer počtu rokov, ktoré prežili príslušníci danej populácie do daného okamihu [5]. Index starnutia dáva do pomeru počet osôb v poproduktívnom veku k osobám v predproduktívnom veku. Obvykle sa udáva v percentách. V našom prípade sme do predproduktívneho veku zahrnuli osoby 0 – 14-ročné a do poproduktívneho veku osoby vo veku 65 rokov a viac [5]. Potenciálne roky života udávajú priemerný počet zostávajúcich rokov života, ktoré má pred sebou príslušník určitej populácie. Ekvivalent starnutia obyvateľstva je v tomto prípade znižovanie hodnoty potenciálnych rokov života [7]. Prospektívny index starnutia má rovnakú konštrukciu ako štandardný, len poproduktívna zložka obyvateľstva je definovaná prospektívne. To znamená obyvateľstvo vo veku 65+ je nahradené obyvateľstvom so strednou dĺžkou života 15 rokov a menej [7].

3. VPLYV PLODNOSTI, ÚMRTNOSTI A MIGRÁCIE NA VEKOVÉ ZLOŽENIE OBYVATEĽSTVA

Hodnotiť budeme vývoj vekového zloženia obyvateľstva podľa troch simulačných scenárov (SIM2, SIM3, SIM4), ktoré prezentujú izolovaný vplyv jednotlivých reprodukčných procesov (plodnosti, úmrtnosti a migrácie) na vekové zloženie obyvateľstva. Okrem hodnotenia jednotlivých trendov, porovnáme výsledky týchto troch simulácií aj so simulačným scenárom SIM1 a so stredným scenárom prognózy obyvateľstva SR do roku 2060. Porovnanie so SIM1 nám umožnilo vyhodnotiť dôsledky plodnosti, úmrtnosti a migrácie na vekové zloženie obyvateľstva. Pri porovnaní s výsledkami prognózy sme zasa zistili rozdiely medzi simulovaným

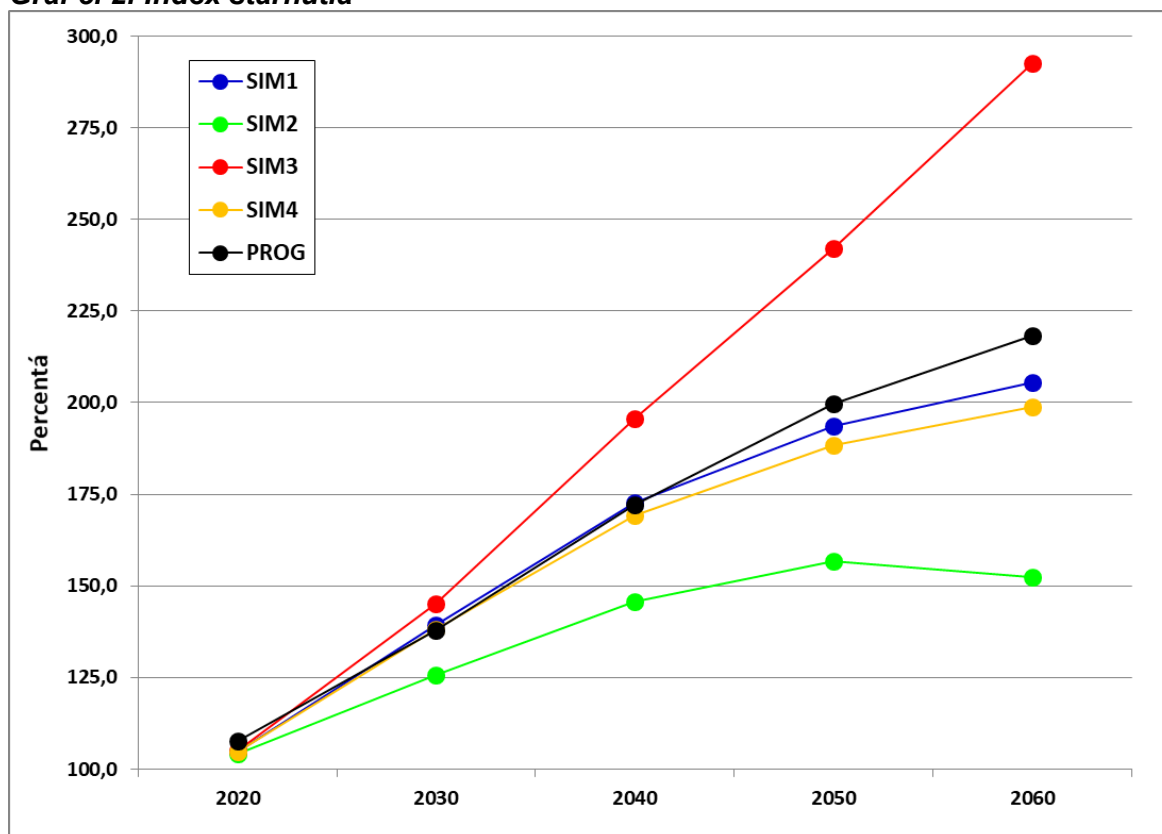
vývojom a reálnym (očakávaným) vývojom, ktorý je založený na kombinovanom vplyve najpravdepodobnejšieho vývoja plodnosti, úmrtnosti a migrácie na vekové zloženie obyvateľstva.

Graf č. 1: Priemerný vek obyvateľstva



Zdroj: vlastné výpočty, Prognóza obyvateľstva SR do roku 2060 [2]

Priemerný vek obyvateľstva sa zvýšil vo všetkých troch sledovaných simulačných scenároch, rozdielna je však intenzita tohto zvýšenia (graf č. 1). Najväčšie zvýšenie priemerného veku obyvateľstva priniesol scenár SIM3, ktorý je založený na znížení úmrtnosti. Do roku 2060 by sa priemerný vek obyvateľstva zvýšil o 9,3 roka, resp. o viac ako 22 %. Je to zároveň jediný simulačný scenár, v ktorom výrazné zvyšovanie priemerného veku obyvateľstva trvá počas celého simulovaného obdobia. Miernejší rast priemerného veku obyvateľstva je výsledkom simulácie v scenári SIM4, v ktorom sa počíta so zvyšovaním migračného salda. Priemerný vek obyvateľstva by sa za obdobie 2019 – 2060 zvýšil o 5 rokov, resp. o 12,2 %, avšak väčšina tohto zvýšenia by sa uskutočnila do roku 2040. V období 2040 – 2060 by sa priemerný vek obyvateľstva v scenári SIM4 zvyšoval už len mierne. Najmenší rast priemerného veku obyvateľstva by nastal v prípade vývoja podľa simulačného scenára SIM2. Priemerný vek obyvateľstva by sa do roku 2060 zvýšil o 2,7 roka, resp. o 6,7 %, pričom po roku 2040 by priemerný vek obyvateľstva stagnoval (graf č. 1).

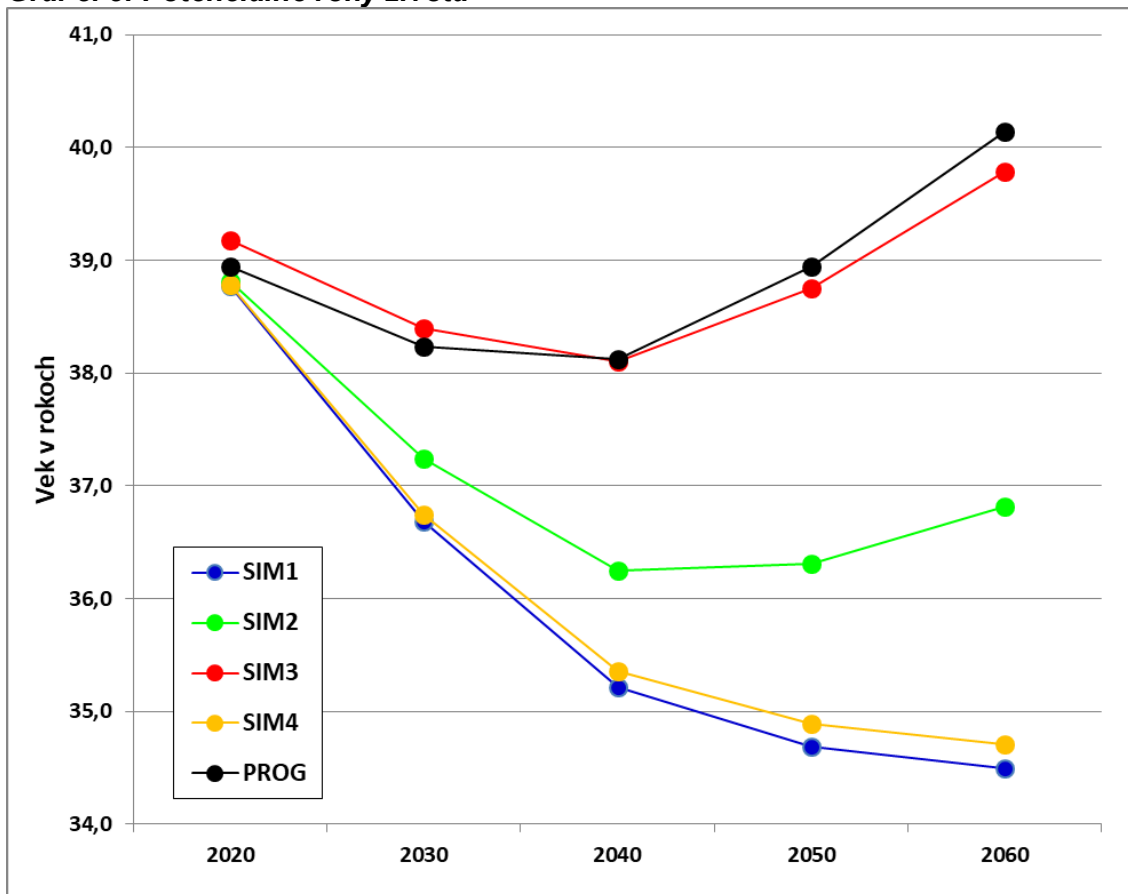
Graf č. 2: Index starnutia

Zdroj: vlastné výpočty, Prognóza obyvateľstva SR do roku 2060 [2]

Veľmi podobne vyzerá simulovaný vývoj vekového zloženia obyvateľstva, keď ho hodnotíme pomocou indexu starnutia. Výrazný a trvalý rast indexu starnutia by nastal v prípade vývoja podľa scenára SIM3 s poklesom úmrtnosti, miernejší rast so spomalením hlavne po roku 2040 by bol výsledkom vývoja podľa scenára SIM4 so zvyšovaním migračného salda a najmenší rast so stagnáciou indexu starnutia po roku 2040 by nastal pri scenári SIM2, v ktorom sa zvyšuje plodnosť. Pri scenári SIM3 by sa za obdobie 2019 – 2060 index starnutia zvýšil skoro trojnásobne, v prípade scenára SIM4 by nastal nárast indexu starnutia zhruba o 90 % a pri scenári SIM2 by zvýšenie indexu starnutia dosahovalo hodnotu zhruba 50 % (graf č. 2).

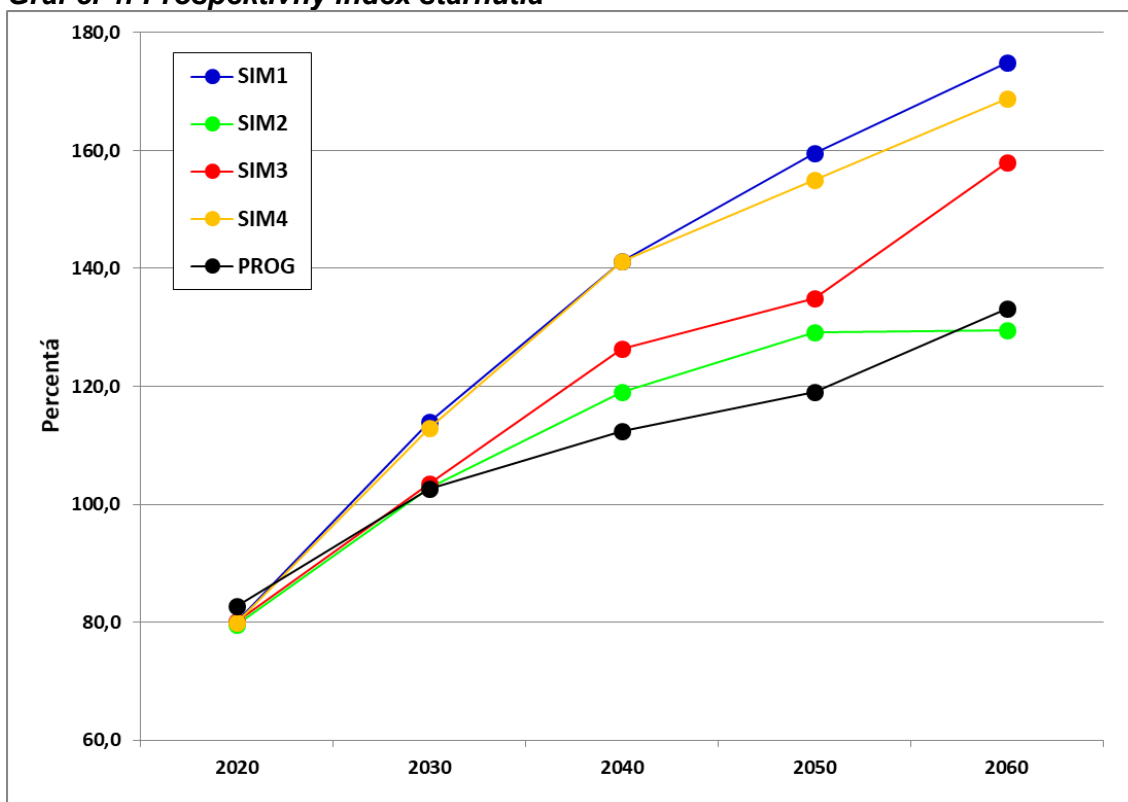
Keď na hodnotenie zmien vo vekovej štruktúre obyvateľstva použijeme prospektívne ukazovatele, vyznieva hodnotenie simulovaného vývoja odlišne. Pri SIM4 pokračuje tento pokles až do roku 2060, avšak v období po roku 2040 je výrazne miernejší. V prípade scenárov SIM2 a SIM3 sa pokles potenciálnych rokov života mení po roku 2040 na rast. Pri SIM3 ide dokonca o zvýšenie výrazné. Ak porovnáme začiatok a koniec simulovaného obdobia, môžeme skonštatovať, že najintenzívnejšie by sa potenciálne roky života menili pri vývoji podľa simulačného scenára SIM4, kde by sa priemerný počet zostávajúcich rokov života pripadajúci na jednu osobu znížil zhruba o 4 roky, resp. o 10,5 %. V prípade scenára SIM2 by zníženie potenciálnych rokov života dosiahlo za uvedené obdobie zhruba polovičnú hodnotu (pokles o 2 roky, resp. 5,1 %). Pri scenári SIM3 by potenciálne roky života dosahovali na konci simulovaného obdobia vyššiu hodnotu ako na začiatku (o 0,6 roka, resp. o 1,6 %) (graf č. 2).

Graf č. 3: Potenciálne roky života



Zdroj: vlastné výpočty, Prognóza obyvateľstva SR do roku 2060 [2]

Graf č. 4: Prospektívny index starnutia



Zdroj: vlastné výpočty, Prognóza obyvateľstva SR do roku 2060 [2]

V prípade prospektívneho indexu starnutia je hodnotenie výsledkov simulácií podobné ako pri potenciálnych rokoch života. Najvýraznejšie zmeny dosahuje tento ukazovateľ pri scenári so zmenou migračného salda (SIM4) a menej sa mení pri scenároch s poklesom úmrtnosti a zvýšením plodnosti (scenáre SIM2 a SIM3). Na rozdiel od potenciálnych rokov života však prospektívny index starnutia rastie počas celého simulačného obdobia 2020 – 2060 vo všetkých troch scenároch. V porovnaní s rokom 2019 ide v simulačnom scenári SIM4 o zvýšenie o 111 %, v scenári SIM3 o zvýšenie o 97 % a v scenári SIM2 o zvýšenie o 63 %. Výraznejšie spomalený rast prospektívneho indexu starnutia evidujeme len v scenári SIM2, a to po roku 2040 (graf č. 4).

Bez ohľadu na zvolený ukazovateľ sú rozdiely medzi základným scenárom s konštantným vývojom plodnosti, úmrtnosti a migrácie (SIM1) a scenárom, v ktorom sa zvyšuje len migračné saldo (SIM4), veľmi malé. Znamená to, že vplyv migrácie na vekové zloženie obyvateľstva je na Slovensku nevýznamný, aspoň v prípade, že zostane zachovaná súčasná veková štruktúra osôb sťahujúcich sa do a zo zahraničia. Tá je aktuálne na Slovensku o niečo mladšia v porovnaní s priemerným vekom obyvateľstva, čo spôsobuje spomínaný nevýznamný rozdiel vo všetkých použitých ukazovateľoch vekového zloženia obyvateľstva (graf č. 1, 2, 3, 4).

Naopak, rozdiely medzi základným scenárom a scenármi, v ktorých sa mení plodnosť alebo úmrtnosť (SIM2 a SIM3) sú významné. To znamená, že plodnosť aj úmrtnosť ovplyvňujú vekové zloženie obyvateľstva podstatne viac ako migrácia (graf č. 1, 2, 3, 4).

V prípade zvyšovania plodnosti ide jednoznačne o omladzovanie populácie. Platí, že čím je plodnosť vyššia, tým je populácia mladšia. Svedčia o tom všetky štyri použité ukazovatele. Ak porovnáme výsledky simulácie podľa scenára SIM1 a SIM2, tak v roku 2060 by bol priemerný vek obyvateľstva v scenári SIM2 nižší v porovnaní so scenárom SIM1 o viac ako 2 roky, na 100 detí vo veku do 15 rokov by pripadalo zhruba o 50 seniorov menej pri štandardnom indexe starnutia, resp. o 45 menej pri prospektívnom indexe starnutia a každý obyvateľ by mal pred sebou v priemere o 2,5 roka života viac (graf č. 1, 2, 3, 4).

Na vekové zloženie obyvateľstva má významný vplyv aj úmrtnosť. Výsledky simulácie SIM1 a SIM3 sa líšia pri všetkých štyroch použitých ukazovateľoch (graf č. 1, 2, 3, 4). V prípade tradičných ukazovateľov založených na prežitých rokoch spôsobuje znižovanie úmrtnosti intenzívne starnutie obyvateľstva. Pokiaľ sa použijú prospektívne ukazovatele, je vplyv znižovania úmrtnosti na vekové zloženie obyvateľstva podstatne miernejší. Pri ukazovateli potenciálne roky života pokles úmrtnosti dokonca mierne zvyšuje počet potenciálnych rokov pripadajúci na jedného obyvateľa, čo je priaznivejší vývoj ako pri simulovanom zvýšení plodnosti (graf č. 4).

Rozdiely medzi tradičnými a prospektívnymi ukazovateľmi vekového zloženia obyvateľstva sú zrejme aj pri porovnaní výsledkov všetkých štyroch simulačných scenárov s prognózou obyvateľstva (graf č. 1, 2, 3, 4). Pri tradičných ukazovateľoch je najbližšie k prognóze základný simulačný scenár SIM1, čo je aj logické, keďže ani jeden z týchto scenárov nie je zameraný na skúmanie izolovaného vplyvu niektorej reprodukčnej veličiny na vekové zloženie obyvateľstva. Výrazný nie je ani rozdiel medzi prognózou a scenárom SIM4, pretože ako už bolo spomenuté, migrácia nemá

významný vplyv na vekové zloženie obyvateľstva. Ak využijeme na porovnanie prospektívne ukazovatele, dostaneme výsledok porovnania úplne opačný. Bližšie k výsledkom prognózy obyvateľstva sú scenáre SIM2 a SIM3 a scenáre SIM1 a SIM4 sú od prognózy vzdialené viac. Dôvodom je skutočnosť, že ani SIM1 ani SIM4 nie sú zasiahnuté zmenou potenciálneho veku, keďže sa v nich nemení ani plodnosť ani úmrtnosť (graf č. 1, 2, 3, 4).

4. ZÁVER

Na základe výsledkov jednotlivých prognostických simulácií je možné skonštatovať dve základné skutočnosti. Po prvé, že pôrodnosť a úmrtnosť významne ovplyvňujú vekové zloženie obyvateľstva, zatiaľ čo migrácia len minimálne. A po druhé, že intenzita zmien vo vekovej štruktúre obyvateľstva významne závisí od zvolených ukazovateľov, ktorými sa meria.

V prípade plodnosti možno vysloviť jednoznačný záver, že čím je plodnosť vyššia, tým je veková štruktúra obyvateľstva mladšia a naopak. Takýto záver platí bez ohľadu na zvolený ukazovateľ. Vyššia plodnosť totiž prináša so sebou väčší počet narodených detí, čím sa posilňuje najmladšia časť populácie a znižuje priemerný vek obyvateľstva.

Čo sa týka úmrtnosti, pri jej poklese sa zvyšuje hlavne počet a podiel osôb vo vyššom veku, t. j. vo veku, v ktorom je úmrtnosť najvyššia. Ak použijeme na hodnotenie vekovej štruktúry obyvateľstva klasické ukazovatele založené na prežitom veku, platí, že nižšia úmrtnosť znamená výrazne staršiu populáciu. Ak použijeme prospektívne ukazovatele, vplyv poklesu úmrtnosti na starnutie obyvateľstva je menší. Je to dôsledok rastu strednej dĺžky života v jednotlivých vekoch a tým aj zvyšovania potenciálnych rokov života členov príslušnej populácie. Niektoré progresívne ukazovatele preto pri poklese úmrtnosti môžu indikovať mladnutie obyvateľstva. Nejde však o mladnutie v pravom zmysle slova ale o posúvanie hranice starnutia do vyššieho veku.

Migrácia má len minimálny vplyv na vekové zloženie obyvateľstva, a to bez ohľadu na použité ukazovatele. Veková štruktúra migrantov sa totiž obvykle výraznejšie nelíši od vekovej štruktúry obyvateľstva na príslušnom území, ktorého sa prisťahovanie alebo vystťahovanie týka. Migrácia by mohla ovplyvniť vekovú štruktúru obyvateľstva len v prípade, že by migranti boli v porovnaní s „domácom“ obyvateľstvom v priemere buď výrazne mladší alebo výrazne starší. A takýto vývoj nie je pravdepodobný, keďže najčastejšie sa sťahujú obyvatelia v produktívnom veku, čo je vek blízky priemernému veku obyvateľstva.

Populačné starnutie a jeho dôsledky na spoločnosť patria medzi najvýznamnejšie výzvy súčasnosti. Z hodnotenia vplyvu reprodukčných procesov na vekovú štruktúru obyvateľstva vyplýva, že ak uvažujeme nad opatreniami na zmiernenie procesu populačného starnutia, treba sa jednoznačne zamerať na také opatrenia, ktoré budú viesť k zvyšovaniu plodnosti [9].

Progresívne ukazovatele vekového zloženia obyvateľstva nás zas upozorňujú na skutočnosť, že predlžovanie ľudského života ako dôsledok znižovania úmrtnosti je spojené so zvyšovaním potenciálnych rokov života a tým aj nutnosťou posúvať do vyššieho veku hranicu staroby spojenú so zdravotnými obmedzeniami a väčšou odkázanosťou na pomoc rodiny, okolia a spoločnosti. Tak ako musia byť pri aktuálnej

demografickej situácii súčasťou verejných politík opatrenia na zmiernenie starnutia obyvateľstva, tak ich súčasťou musia byť aj opatrenia, ktoré umožnia seniorom kvalitnejšie prežívať ich stále sa predlžujúci život [9].

Výskum bol podporený agentúrou APVV v rámci projektu APVV-17-0079.

LITERATÚRA

- [1] BIJAK, J. – KUPISZEWSKA, D. – KUPISZEWSKI, M.: Replacement Migration Revisited: Simulations of the Effects of Selected Population and Labor Market Strategies for the Ageing Europe, 2002 – 2052. In: Population Research and Policy Review, 2008, č. 3, s. 321 – 342.
- [2] BLEHA, B. – ŠPROCHA, B. – VAŇO, B.: Prognóza obyvateľstva Slovenska do roku 2060. Revízia poznatkov a predpokladov v kontexte pokračujúcej transformácie. Bratislava: INFOSTAT, 2018. 75 s. ISBN 978-80-89398-37-9.
- [3] CRAIVERO, D. et al.: Back to replacement migration: A new Europe an perspective applying the prospective-ageconcept. In: Demographic Research, 2019, roč. 40, č. January – June, s. 1323 – 1344.
- [4] HINDE, A.: Demographic Methods. London: Taylor & Francis Ltd, 2002. 320 s.
- [5] JURČOVÁ, D.: Slovník demografických pojmov. Bratislava: INFOSTAT, 2005. 72 s. ISBN 80-85659-40-9.
- [6] SMITH, S. – TAYMANN, J. – SWANSON, D.: State and local population projections. New York: Kluwer Academic Publishers, 2001. 429 s. ISBN 978-0-306-46492-8.
- [7] ŠPROCHA, B. a kol.: Nové prístupy k hodnoteniu populačného starnutia a ich aplikácia v prípade Slovenska a Európy. In: Geografický časopis, 2018, č. 4, s. 351 – 371.
- [8] United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Projections Manuals. [online]. [cit. 21. 8. 2020]. Dostupné na: <https://www.un.org/en/development/desa/population/publications/manual/projection/index.asp>
- [9] VAŇO, B.: Môžeme ovplyvniť proces starnutia obyvateľstva na Slovensku? In: Slovenská štatistika a demografia, 2015, č. 3, s. 59 – 69.

RESUMÉ

Starnutie obyvateľstva je považované za významnú spoločenskú výzvu 21. storočia a pravdepodobne za najväčšiu súčasnú výzvu s demografickým pozadím. Vzhľadom na spoločenské dôsledky starnutia obyvateľstva je potrebné intenzívne uvažovať nad možnosťami jeho spomalenia.

Na vekovú štruktúru obyvateľstva vplýva mnoho faktorov, priamo ju však ovplyvňuje len počet narodených, zomrelých, prisťahovaných a vystahovaných. Všetky ostatné faktory pôsobia na vekovú štruktúru obyvateľstva nepriamo, a to tým, že ovplyvňujú úroveň pôrodnosti, úmrtnosti a migrácie.

Aj na základe výsledkov jednotlivých prognostických simulácií je možné skonštatovať, že pôrodnosť a úmrtnosť významne ovplyvňujú vekové zloženie obyvateľstva, zatiaľ čo migrácia len minimálne.

V prípade plodnosti možno vysloviť jednoznačný záver, že čím je plodnosť vyššia, tým je veková štruktúra obyvateľstva mladšia, a naopak. Vyššia plodnosť totiž prináša so sebou väčší počet narodených detí, čím sa posilňuje najmladšia časť populácie a znižuje priemerný vek obyvateľstva. Pri úmrtnosti platí, že znižovanie úmrtnosti má za následok intenzívnejší proces starnutia obyvateľstva. Pri poklese úmrtnosti sa totiž zvyšuje počet a podiel osôb vo vyššom veku, t. j. vo veku, v ktorom je úmrtnosť

najvyššia. Migrácia má len minimálny vplyv na vekové zloženie obyvateľstva, keďže veková štruktúra migrantov sa obvykle výraznejšie nelíši od vekovej štruktúry obyvateľstva na príslušnom území, ktorého sa prisťahovanie alebo vystaňovanie týka. Zistená intenzita starnutia obyvateľstva závisí do značnej miery od ukazovateľov, ktoré sa na meranie procesu starnutia používajú. Ak použijeme na hodnotenie vekovej štruktúry obyvateľstva klasické ukazovatele, založené na prežitom veku, platí, že intenzita starnutia obyvateľstva bude v najbližších desaťročiach výrazná. Ak použijeme prospektívne ukazovatele, ktoré sú založené na potenciálnom veku, je starnutie obyvateľstva menej intenzívne. V dôsledku zvyšovania potenciálnych rokov života sa totiž hranica staroby posúva do vyššieho veku.

RESUME

Population ageing is considered as one of the major societal challenges for the 21st century and probably the greatest current challenge with a demographic background. Given the social impact of population ageing, it is necessary to intensively consider the possibilities of slowing it down.

The age structure of the population is influenced by many factors, but it is directly affected only by the number of births, deaths, immigrants and emigrants. All the other factors have an indirect effect on the age structure of population, by affecting the level of fertility, mortality and migration.

Also on the basis of the results of individual prognostic simulations, it can be concluded that the fertility and mortality significantly influence the age structure of population, while migration only minimally.

In case of fertility, it can be clearly concluded that the higher the fertility, the younger the age structure of population and vice versa. Higher fertility entails a larger number of live born children, which strengthens the youngest part of population and reduces the average age of population. For mortality applies that its reduction results in a more intensive process of population ageing. As mortality decreases, the number and proportion of older persons increases, i.e. at the age at which mortality is the highest. Migration has only a minimal effect on the age structure of population, as the age structure of migrants usually does not differ significantly from the age structure of population in the territory concerned by the immigration or emigration.

The observed intensity of population ageing depends to a large extent on the indicators that are used to measure this process. If we use standard indicators based on survived age, it applies that the intensity of population ageing will be significant in the coming decades. In case of using prospective indicators based on a potential age, the process of population ageing is less intensive. As a result of the increase in potential years of life, the age limit is shifting to an older age.

PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS

Ing. Boris Vaňo vyštudoval Vysokú školu ekonomickú v Bratislave, následne absolvoval postgraduálne štúdium z demografie na Karlovej univerzite v Prahe. Od roku 1980 pracuje v Inštitúte informatiky a štatistiky ako výskumný pracovník v oblasti demografie. V rokoch 2000 – 2014 bol vedúcim Výskumného demografického centra, v období rokov 2006 – 2010 podpredsedom Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti pre demografiu. Špecializuje sa na hodnotenie populačného vývoja, demografické prognózy a populačnú politiku.

KONTAKT

vano@infostat.sk

Branislav ŠPROCHA
INFOSTAT – Výskumné demografické centrum
Centrum spoločenských a psychologických vied SAV

TRANSFORMÁCIA SOBÁŠNOSTI SLOBODNÝCH NA SLOVENSKU OPTIKOU TABULIEK ŽIVOTA¹

TRANSFORMATION OF NUPTIALITY OF SINGLE PERSONS IN SLOVAKIA THROUGH THE OPTICS OF LIFE TABLES

ABSTRAKT

Historicky sa formujúci model skorého a takmer univerzálneho vstupu do manželstva sa na Slovensku na začiatku 90. rokov v priebehu veľmi krátkeho obdobia úplne rozpadol a do popredia sa začali dostávať stratégie odkladania, či úplného odmietania sobáša. Na ich analýzu v prierezovom pohľade je najvhodnejším nástrojom využitie tabuliek sobášnosti slobodných. Tie patria do širokej rodiny tabuliek života a snažia sa čo najvernejšie modelovať prechody osôb do ich prvého manželského zväzku. Dlhá časová séria týchto modelov tak umožňuje analyzovať zmeny sobášnosti slobodných osôb na Slovensku v posledných takmer troch desaťročiach a poukázať na hlavné zmeny a vývojové trendy.

ABSTRACT

The historically forming model of early and almost universal entering into marriage in Slovakia in the early 1990s completely disintegrated in a very short period of time, and the strategies of postponing or completely refusing marriage began to come to the limelight. For their analysis in cross-sectional perspective, the most suitable tool is the use of single marriage tables. They belong to a wide family of life tables and try to model the transitions of people to their first marriage as closely as possible. The long time series of these models thus makes it possible to analyze the nuptiality changes of single persons in Slovakia in the last, almost three decades and to point out the main changes and development trends.

KLÚČOVÉ SLOVÁ

sobášnosť, slobodné osoby, tabuľky sobášnosti, intenzita, časovanie, Slovensko

KEY WORDS

nuptiality, single persons, nuptiality tables, intensity, timing, Slovakia

1. ÚVOD

Jedným z hlavných znakov sobášneho správania na Slovensku bol skorý a takmer univerzálny vstup do manželstva [8]. Muži a najmä ženy tak uzatvárali svoje prvé manželstvo v mladom až veľmi mladom veku v porovnaní s populáciami západnej a severnej Európy [1, 2, 8], pričom tento prechod v životnej dráhe navyše realizovala drvivá väčšina osôb (často viac ako 90 % populácie). Tento v zmysle Hajnalovej klasifikácie neeurópsky model sobášnosti [1, 2] mal na Slovensku svoje historické pozadie a s istotou vieme povedať, že pretrvával viac ako dve storočia [bližšie 8]. Vzhľadom na spôsob hospodárenia a dedenia majetku predstavoval vo všeobecnosti racionálnu odozvu. Obdobie minulého politického režimu so svojimi viacerými

¹ Príspevok je výsledkom projektu VEGA č. 2/0064/20 „Pokračujúca transformácia rodinného a reprodukčného správania na Slovensku v časovom a priestorovom aspekte“.

špecifickými podmienkami (najmä v oblasti vzdelávania, práce) a prijatými opatreniami na poli sociálnej, populačnej, bytovej politiky nevytváralo tlak na odkladanie manželského štartu [7] a tie naopak boli posunuté ešte viac do mladšieho veku [8]. Model veľmi skorého sobáša a väčšinou populáciou reflektovaný prechod do manželstva vyzeral na prvý pohľad ako stabilná a len v obmedzenom rozsahu sa meniaci charakteristická črta reprodukcie Slovenska. Celospoločenská transformácia s novou politickou, hospodárskou a kultúrnou situáciou po roku 1989 však prispeli k veľmi rýchlemu opúšťaniu tohto modelu sobášneho správania a do popredia sa dostáva odkladanie prvých sobášov do vyššieho veku, veková heterogenizácia procesu sobášnosti, ako aj samotný pokles celkovej sobášnosti nielen z dôvodu zmien časovania, ale tiež odmietania realizácie tohto prechodu v životnej dráhe u určitej skupiny mladých mužov a žien na Slovensku. Výsledkom je tak zvyšovanie počtu a podielu slobodných v populácii a s odstupom času aj osôb, ktoré zostanú trvale bez skúsenosti so životom v manželskom zväzku. Tieto a ďalšie aspekty transformácie sobášneho správania sú na Slovensku síce prezentované a pomerne pravidelne analyzované vo viacerých publikáciách [napr. 3, 5, 8, 9, 10], no ani zďaleka sa nedá povedať, že by tomuto demografickému procesu bola venovaná taká pozornosť, ako je to v prípade plodnosti, či úmrtnosti. Okrem toho určitým nedostatkom je aj aplikácia niektorých menej vhodných analytických nástrojov a indikátorov. Z tohto dôvodu je hlavným cieľom predloženého článku predovšetkým analýza vývoja a zmien intenzity, časovania a charakteru procesu sobášnosti slobodných osôb na Slovensku od začiatku 90. rokov minulého storočia prostredníctvom tabuliek sobášnosti slobodných. Tie predstavujú najkomplexnejší a pri prierezovej analýze najvhodnejší nástroj na tento účel. Navyše ide o nástroj, ktorý je každoročne konštruovaný a voľne prístupný pre širokú vedeckú verejnosť vďaka aktivitám Štatistického úradu Slovenskej republiky (ďalej ŠÚ SR). Aj napriek tomu je však potrebné povedať, že tieto tabuľky života sa menej často využívajú a ani zďaleka sa netešia takej popularite ako napríklad úmrtnostné tabuľky. To bol jeden z dôvodov, prečo sme sa snažili v našom príspevku zdôrazniť význam a niektoré analytické možnosti využitia tabuliek sobášnosti slobodných pre potreby výskumu procesu vstupov do prvého manželstva.

2. DÁTA A METÓDY

Základom na analýze procesu sobášnosti slobodných mužov a žien bol model tabuliek sobášnosti slobodných. Tie boli konštruované priamou metódou ako jednovýchodné tabuľky života. Znamená to, že triedenie vstupných údajov umožnilo priamo vypočítať pravdepodobnosť uzavretia manželstva slobodného muža alebo ženy medzi dvomi presnými vekmi (x') a ($x'+1$), a to vo veku od 16 do 50 rokov² ($x \in < 16'; 50' >$). Jednovýchodné tabuľky života vo svojej konštrukcii predpokladajú, že jediným spôsobom, ako opustiť exponovanú populáciu, je vznik danej udalosti. V našom prípade tak ide o prípad, keď z populácie slobodných osôb sa osoba dostáva vstupom do prvého manželstva. Rušivé momenty, ako je úmrtie alebo migrácia slobodnej osoby, vnímame tak, že by tieto osoby (zomreté, vystáňované, prisťahované) sobáš uzavreli s rovnakou intenzitou ako slobodné osoby v danom veku a v danej populácii [bližšie 4, 6]. Vďaka tomu získavame čistú neskreslenú hodnotu intenzity sobášnosti slobodných [6]. Na druhej strane sa predpokladá, že úmrtie,

² Spodná hranica je daná platnou legislatívou na Slovensku (zákon o rodine) a horný vekový interval predstavuje všeobecne používaný koniec reprodukčného veku. Znamená to, že takto konštruované tabuľky sobášnosti umožňujú analyzovať proces vstupov do prvého manželstva zvlášť mužov a žien v reprodukčnom veku. Keďže však intenzita prvosobášnosti vo veku nad 50 rokov je stále na Slovensku veľmi nízka, výslednú tabuľkovú sobášnosť výraznejšie neovplyvňuje abstrakcia vyššieho veku.

presťahovanie a uzavretie manželstva sú nezávislé javy, čo nie vždy zodpovedá skutočnosti [4].

Základom konštrukcie tabuliek sobášnosti slobodných je potom výpočet pravdepodobnosti slobodnej osoby vstúpiť medzi dvomi presnými vekmi (v jednom dokončenom veku) do manželstva. Vzhľadom na výrazne odlišnú intenzitu a časovanie tohto procesu podľa pohlavia, sú tabuľky sobášnosti konštruované zvlášť pre mužskú a ženskú populáciu slobodných. Vstupné údaje predstavujú:

- 1) Počty slobodných mužov a žien (s) podľa jednotiek veku (x) a roku narodenia (z) bilancované ku koncu kalendárneho roka (t) (31.12.) - ${}^z P_x^s$. Tie predstavujú reálnu exponovanú populáciu, ktorá je vystavená pravdepodobnosti vstupu do prvého manželstva.
- 2) Počty sobášov slobodných mužov a žien (s) podľa veku (x), roku narodenia (z) a roku vstupu do manželstva (t) - ${}^z S_x^s$.
- 3) Počty zomretých slobodných mužov a žien (s) podľa veku (x), roku narodenia (z) a roku úmrtia (t) - ${}^z D_x^s$.
- 4) Počty prisťahovaných slobodných mužov a žien (s) podľa veku (x), roku narodenia (z) a roku prisťahovania (t) - ${}^z I_x^s$.
- 5) Počty vystáňovaných slobodných mužov a žien (s) podľa veku (x), roku narodenia (z) a roku vystáňovania (t) - ${}^z E_x^s$.

V zmysle prác [4, 6] potom môžeme pravdepodobnosť sobáša slobodnej osoby q_x^s medzi dvomi presnými vekmi (resp. v dokončenom veku x) vyjadriť nasledujúcim spôsobom:

$$q_x^s = \frac{{}^z S_x^s + {}^z S_{t+1}^s}{{}^z P_x^s - \frac{{}^z D_x^s + {}^z D_{t+1}^s}{2} + \frac{{}^z I_x^s + {}^z I_{t+1}^s}{2} - \frac{{}^z E_x^s + {}^z E_{t+1}^s}{2}} \quad (1)$$

pričom platí:

$${}^z P_{x'}^s = {}^z P_x^s - {}^z S_x^z + {}^z D_x^z - {}^z I_x^z + {}^z E_x^z \quad (2)$$

Prostredníctvom konštruovanej pravdepodobnosti sobáša slobodných osôb následne vypočítame ďalšie dve funkcie tabuliek. Základnou filozofiou tabuliek života je aplikácia reálnych úrovní (intenzít) procesu na fiktívnu tabuľkovú exponovanú populáciu. Tú v našom prípade predstavuje tabuľkový počet slobodných osôb, ktoré môžeme označiť aj ako kmeň tabuliek sobášnosti. Z praktických dôvodov sa na tento účel volí kohorta osôb s počtom 100 000 jedincov. Takto definovaná fiktívna populácia sa následne vystaví pôsobeniu reálnej pravdepodobnosti sobášnosti slobodných v jednotlivých vekových skupinách. Výsledkom pôsobenia tejto pravdepodobnosti je tabuľkový počet sobášov slobodných. Týmto krokom vyjadrujeme ďalšiu tabuľkovú funkciu – tabuľkový počet sobášov slobodných – predstavujúcu počet osôb, ktoré z danej exponovanej populácie slobodných vystúpili.

Ak označíme tabuľkový počet slobodných osôb dožívajúcich sa presného veku (x) ako l_x^s , tabuľkové sobáše d_x^s a tabuľkový počet zomretých slobodných osôb d_x^s , potom pre jednotlivé funkcie tabuliek sobášnosti slobodných platia nasledujúce vzťahy:

$$\begin{aligned}d_x^s &= l_{x'}^s \cdot q_{x'}^s \\l_{x',x'+1}^s &= l_{x'}^s - d_x^s\end{aligned}\quad (3)$$

Za výsledný indikátor intenzity sobášnosti slobodných potom môžeme považovať tabuľkový počet slobodných osôb v presnom veku 50 rokov, resp. z neho odvodený podiel osôb, ktoré vstúpili do tohto veku do manželstva z tabuľkového kmeňa slobodných osôb.

Okrem toho je možné z jednotlivých funkcií tabuliek odvodiť aj niektoré ďalšie ukazovatele intenzity a časovania procesu sobášnosti slobodných. Ide napríklad o pravdepodobnosť uzavretia manželstva medzi dvomi presnými vekmi (napr. medzi x' a $x'+n$. rokom života) a to v podobe:

$$q_{x',x'+n}^s = 1 - \frac{l_{x'+n}^s}{l_{x'}^s}\quad (4)$$

Časovanie vstupu do prvého manželstva analyzujeme prostredníctvom tabuľkového priemerného veku pri prvom sobáši. Konštruovaný bol z tabuľkových sobášov slobodných, pričom základom je odvodiť celkový počet rokov, ktoré osoby prežili ako slobodné až do uzavretia ich prvého manželstva. Tie získame súčinom počtu tabuľkových sobášov a aproximácie veku týchto osôb pri vstupe do prvého manželstva. Predpokladáme pritom rovnomerné rozloženie tabuľkových udalostí v kalendárnom roku, a preto pre tabuľkový priemerný vek pri prvom sobáši platí:

$$PV = \frac{\sum_{x=16}^{49} (x+0,5) \cdot d_x^s}{\sum_{x=16}^{49} d_x^s}\quad (5)$$

Keďže hodnota priemerného veku tabuľkových sobášov môže byť citlivá na prípadné extrémne hodnoty v súbore tabuľkových sobášov, na hodnotenie časovania sobášnosti slobodných využívame aj niektoré ďalšie štatistické indikátory polohy. Ide o vekový medián a horný a dolný kvartil. Rozdiel kvartilov následne určuje hodnotu interkvartilového rozpätia, ktoré umožňuje analyzovať vekové rozloženie tabuľkových sobášov, čím poukazuje na úroveň a vývoj vekovej kumulácie sobášov slobodných. Uvedené ukazovatele boli konštruované z tabuľkového počtu sobášov slobodných prostredníctvom nasledujúceho všeobecného vzťahu:

$$Q_k^{(\alpha)} = a_k + h \cdot \frac{\frac{k}{\alpha} - \sum_{i=1}^{r-1} f_i}{f_{Q_k}^{(\alpha)}}\quad (6)$$

pričom

a_k je hodnota dolnej hranice intervalu, v ktorom sa nachádza sledovaný kvantil.

h je šírka, rozpätie kvantilového intervalu. V prípade úplných tabuliek sú vekové intervaly jednorôčné, preto je h možné zanedbať.

$\frac{k}{\alpha}$ je k -tý kvantil, pre dolný kvartil ($\alpha=1$) volíme hodnotu 25 a pre horný kvartil ($\alpha=3$) 75.

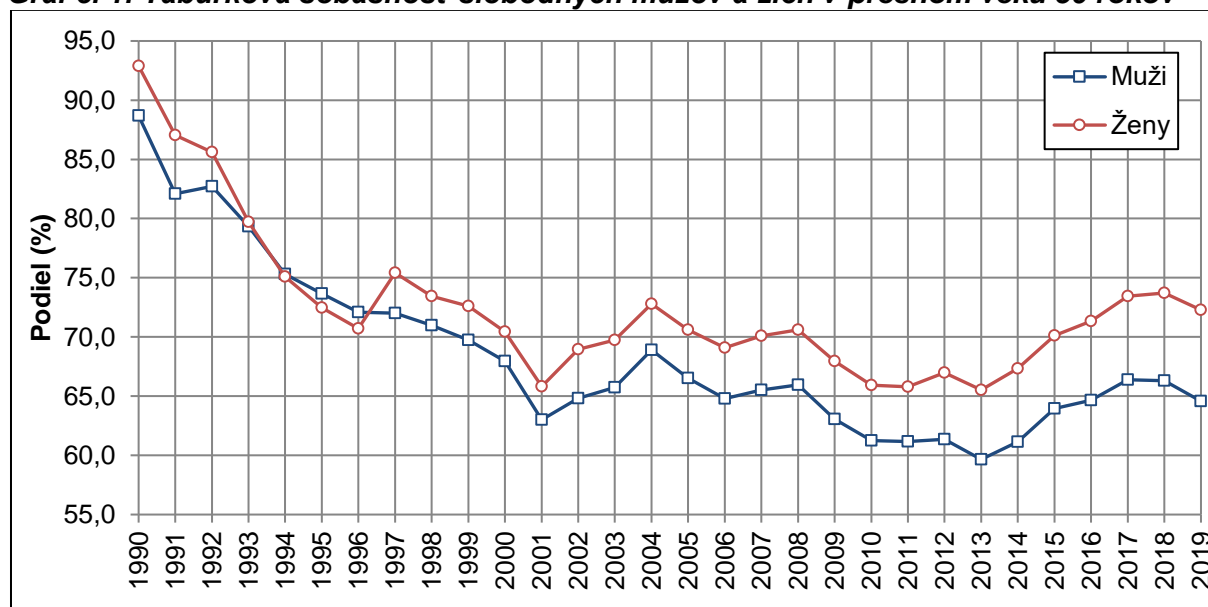
$\sum_{i=1}^{r-1} f_i$ je kumulatívna relatívna početnosť intervalu bezprostredne predchádzajúceho kvantilového intervalu.

$f_{Q_k}^{(\alpha)}$ je relatívna početnosť kvantilového intervalu.

3. TRANSFORMÁCIA SOBÁŠNOSTI SLOBODNÝCH NA SLOVENSKU

Tabuľková prvosobášnosť ako hlavný intenzitný ukazovateľ z tabuliek sobášnosti slobodných prezentovaný v grafe č. 1 poukazuje na dramatický pokles úrovne s akou slobodné osoby na Slovensku vstupovali do svojho prvého manželstva v 90. rokoch. Potvrzuje sa tak zánik takmer univerzálneho modelu sobášnosti a nástup obdobia s neurčitými vývojovými trendmi poznačenými prerušovaným oživovaním a následným poklesom intenzity tohto procesu. Celkovo tak zatiaľ môžeme hovoriť o troch vývojových fázach. Prvá je prezentovaná spomínaným dramatickým poklesom sobášnosti slobodných, keď tabuľková prvosobášnosť klesla u mužov z necelých 90 % na menej ako 65 % a u žien z takmer 95 % na niečo viac ako 65 %. Ide v podstate o celé obdobie 90. rokov a začiatok nového milénia s prvým historickým minimom prvosobášnosti v roku 2001 (pozri graf č. 1). Druhá fáza sa vyznačuje neurčitým vývojom – často prerušovanými obdobiami krátkeho oživenia a následného pomerne prudkého poklesu sobášnosti slobodných. Celková intenzita prvosobášnosti slobodných mužov oscilovala okolo úrovne 60 – 65 % a u žien na úrovni 65 – 70 %. Najmä obdobie medzinárodnej hospodárskej krízy po roku 2008 sa prejavilo pomerne významným poklesom intenzity sobášnosti a v roku 2013 vytvorením nového historického minima 60 % u mužov a 65 % u žien. Uvedené hodnoty znamenajú, že pri zachovaní takejto úrovne sobášnosti slobodných by do manželstva ani raz nevstúpilo pred dovŕšením 50. roku života 35 % žien a až 40 % mužov.

Graf č. 1: Tabuľková sobášnosť slobodných mužov a žien v presnom veku 50 rokov



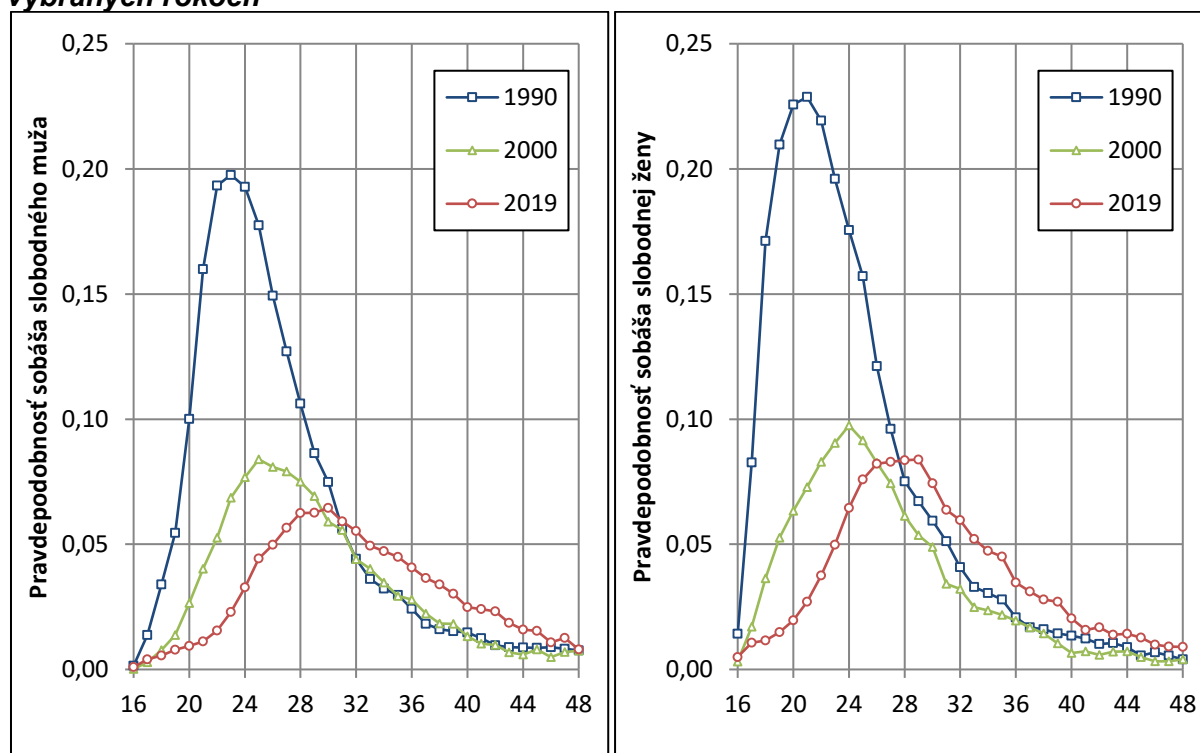
Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Zatiaľ posledná vývojová fáza sa niesla v znamení oživenia sobášnosti a rastu hodnôt tabuľkovej prvosobášnosti. U mužov opätovne prekonal hranicu 65 % a u žien sa priblížili k úrovni 75 %. Posledný medziročný vývoj síce priniesol určitý pokles, ale až ďalšie roky ukážu, či pôjde o nastavenie novej vývojovej fázy, alebo ide o len o dočasný medziročný zvrät. V každom prípade je však zrejmé, že obdobie pomerne stabilnej vysokej intenzity sobášnosti slobodných je na Slovensku minulosťou a ďalej

budeme svedkami skôr nestabilného vývoja, keď sobášnosť bude rýchlo reagovať na vonkajšie zmeny, pričom jej samotná celková úroveň bude signalizovať pretrvávajúce nezanedbateľnej časti žien a najmä mužov, ktorí zostanú žiť trvalo mimo manželského zväzku. Okrem toho vývoj v posledných desaťročiach priniesol aj výrazné prehĺbenie rozdielov v celkovej intenzite sobášnosti slobodných, keď výrazne vyššie šance na vstup do prvého manželstva dosahujú ženy.

Okrem celkového poklesu sobášnosti slobodných je z grafu č. 2 a 3 zrejmé, že výraznými posunmi prešlo aj samotné rozloženie pravdepodobností sobáša slobodných mužov a žien. Predovšetkým sme svedkami výrazného poklesu intenzity s akou do manželstva vstupovali osoby v mladom a veľmi mladom veku. U mužov sa od začiatku 90. rokov prvosobášnosť znížila v každom veku prvej polovice reprodukčného veku a u žien to bolo až do veku 27 rokov (vrátane). Z modelu skorého a veľmi rýchleho nárastu pravdepodobností vstupu do prvého manželstva s vrcholom približne vo veku 23 (muži), resp. 21 rokov (ženy) a následného prudkého poklesu nezostalo nič. Súčasný model sa vyznačuje pozvoľným nárastom bez ostrého maxima, ktoré je u mužov rozprestreté vo veku nad 28 rokov a u žien po dovŕšení 27. roku života, a následným postupným poklesom ku koncu reprodukčného obdobia. Z hľadiska vývojových zmien je tiež zrejmé, že 90. roky sa niesli v podstate len v znamení poklesu sobášnosti slobodných v mladom veku. Ten síce do určitej miery pretrvával aj v posledných dvoch desaťročiach, no súčasne sa prejavuje aj fáza oživenia a nárast pravdepodobností vo veku nad 31 rokov u mužov a 28 rokov u žien. Ten je predovšetkým výsledkom dobiehania odložených sobášnych plánov a významne tak prispieva k pozitívnemu vývoju v poslednom období.

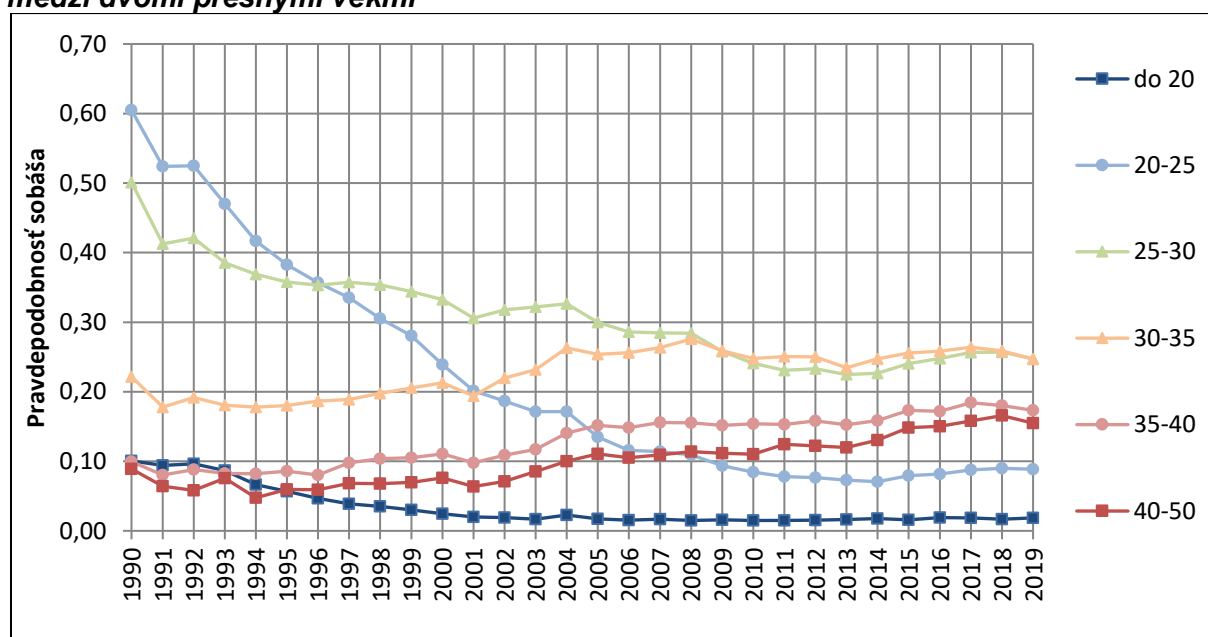
Graf č. 2 a č. 3: Pravdepodobnosť sobáša slobodných mužov a žien na Slovensku vo vybraných rokoch



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Na výrazné a dlhodobo prebiehajúce transformačné zmeny v procese sobášnosti slobodných na Slovensku poukazuje aj vývoj podmienenej pravdepodobnosti vstupu do prvého manželstva. Nasledujúce grafy č. 4 a 5 prezentujú pravdepodobnosť slobodných mužov a žien vstúpiť do manželstva medzi dvomi presnými vekmi. Kým na začiatku 90. rokov mali muži ešte 10 % šancu uzavrieť svoje prvé manželstvo pred dovŕšením 20. roku života, v súčasnosti to nie sú ani 2 %. Na prudký pokles sobášov v mladom veku poukazuje aj výrazný pokles pravdepodobnosti medzi 20. a 25. rokom veku. V tomto intervale sa ženilo viac ako 6 z 10 zostávajúcich slobodných mužov, no v súčasnosti pravdepodobnosť prvého manželstva klesla pod hranicu 10 %. Rovnako významne sa znížili šance aj na sobáš slobodných mužov medzi 25. a 30. rokom života. Naopak, jasným prejavom postupnej preferencie druhej polovice reprodukčného veku je nárast pravdepodobností na intervale 30. až 35. rokov, ktoré sa stávajú spoločne s predchádzajúcimi menovanými najdôležitejšími pre celkovú intenzitu sobášnosti slobodných mužov. Rastúci trend pritom sledujeme aj vo vyššom veku, čo znamená, že ak sa mužovi na Slovensku nepodarí uzavrieť manželstvo pred dovŕšením 35. roku života, ešte naďalej má takmer 20 % šancu sa oženiť pred koncom reprodukčného veku (graf č. 4).

Graf č. 4: Podmienená pravdepodobnosť sobáša slobodných mužov na Slovensku medzi dvomi presnými vekmi

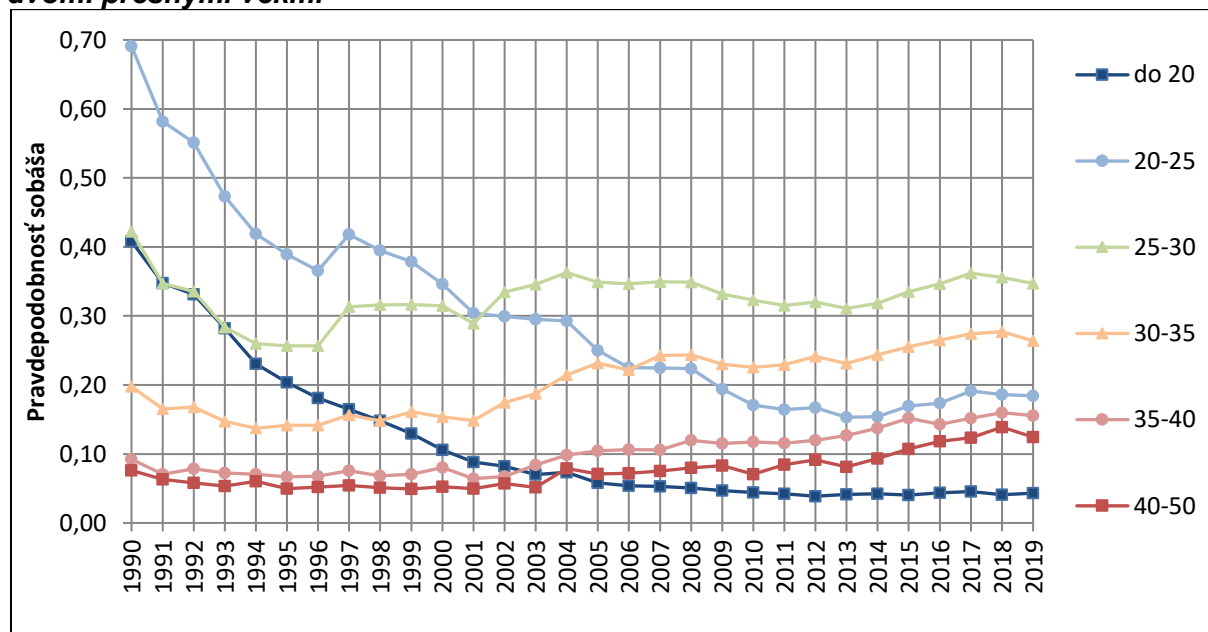


Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Veľmi podobný scenár priniesol aj vývoj podmienenej pravdepodobnosti sobášov slobodných v ženskej časti populácie. Vo veku do 20 rokov sa na začiatku 90. rokov vydávali 4 z desiatich žien, no v súčasnosti je šanca na vydaj v tomto veku len okolo 4 %. Ak ženy nevstúpili do manželstva pred dovŕšením 20. roku života, v nasledujúcich 5 rokoch bola takmer 70 % pravdepodobnosť, že sa im to predsa len podarí. Posledné údaje z tohto intervalu však signalizujú, že pravdepodobnosť vydať sa medzi 20. a 25. rokom života sa pohybuje tesne pod hranicou 20 %. Pre celkovú úroveň sobášnosti slobodných žien sa tak najdôležitejšou stal vekový interval 25 a 30 rokov, keď pravdepodobnosť sobáša vzrástla po určitom poklese už na približne 36 %. Pomerne významne sa v zmysle vyššie uvedeného zvýšili aj šance vydať sa po dovŕšení 30. roku života. Najmä medzi 30. a 35. rokom hodnoty pravdepodobnosti už prekračujú

hranicu 25 % (graf č. 5). O tom, že druhá polovica reprodukčného veku pre celkovú sobášnosť slobodných žien na Slovensku sa stáva čoraz významnejšou, svedčí aj vývoj podmienenej pravdepodobnosti v ďalších vekových intervaloch (graf č. 5). Aj napriek tomu však naďalej platí, že ak sa žena nevydá pred dovŕšením 35. roku života, pravdepodobnosť jej vstupu do manželstva zostáva pred koncom reprodukčného veku pomerne nízka (12 – 16 %).

Graf č. 5: Podmienená pravdepodobnosť sobáša slobodných žien na Slovensku medzi dvomi presnými vekmi



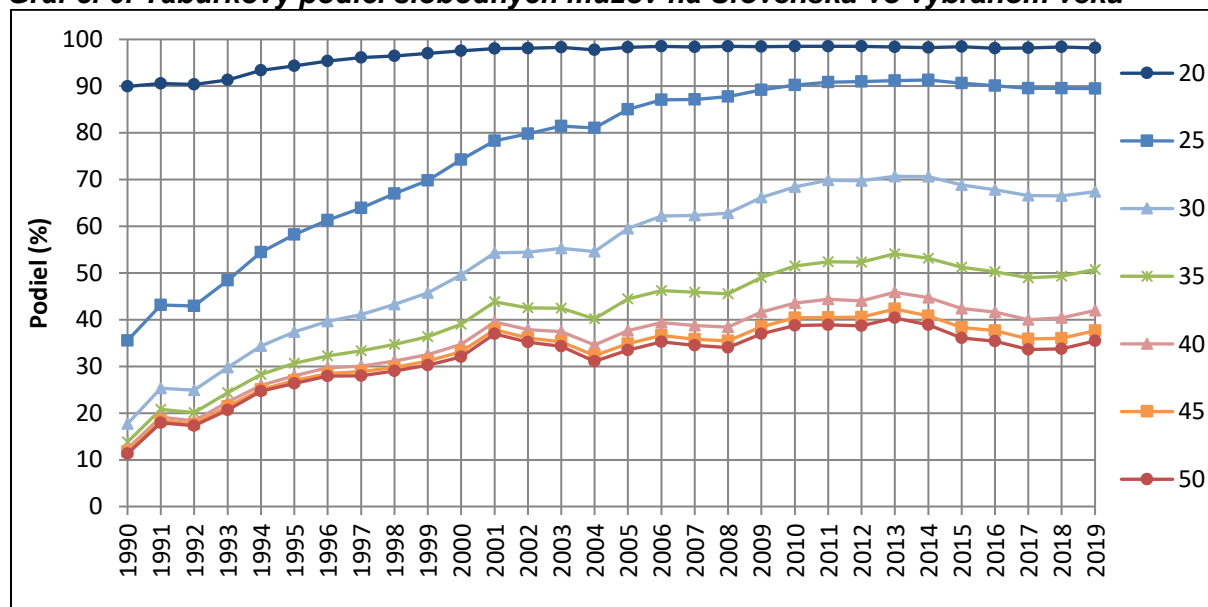
Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Výsledkom uvedených posunov v pravdepodobnosti sobáša slobodných sú zmeny v zastúpení tabuľkových slobodných vo vybranom veku. O ich podiele na konci reprodukčného veku sme informovali už vyššie a teraz sa preto zameriame na niektoré mladšie ročníky. V mužskej zložke je zrejme, že kým ešte v prvej polovici 90. rokov platilo, že podiel tabuľkových slobodných vo veku do 25 rokov poklesol pod hranicu 50 %, v poslednej dekáde ich zastúpenie sa už stabilne pohybuje na úrovni 90 %. Slobodní majú prevahu už aj vo veku 30 rokov, v ktorom sa na začiatku 90. rokov hodnota tabuľkovej prvosobášnosti už výraznejšie neodlišovala od celkovej prvosobášnosti (graf č. 6). Až vo veku 35 rokov pozorujeme v súčasnosti, že dochádza k vyrovnaniu podielu tabuľkových slobodných s podielom tabuľkových osôb, ktoré vstúpili do manželstva. Na druhej strane je však z grafu č. 6 zrejme aj to, že tabuľkový podiel slobodných sa po dovŕšení 40. roku života už významnejšie nemení. Pri určitom zovšeobecnení to znamená, že ak sa slobodnému mužovi nepodarí vstúpiť do manželstva pred týmto životným míľnikom, potom je jeho šanca na oženie už pomerne nízka a podarí sa to len zanedbateľnému percentu zo slobodných.

Dramatický prerod pravdepodobností vstupu do prvého manželstva sa výraznou mierou podpísal aj pod zastúpenie slobodných žien podľa veku. Kým na začiatku 90. rokov vo veku 20 rokov zostalo slobodných len približne 60 % žien a vo veku 25 rokov dokonca menej ako pätina, v súčasnosti tvoria tieto osoby takmer 96 % resp. približne 80 % tabuľkovej exponovanej populácie. Až v polovici reprodukčného veku sa tak podiel slobodných dostáva k hranici 50 % a vo veku 35 rokov klesá pod 40 %.

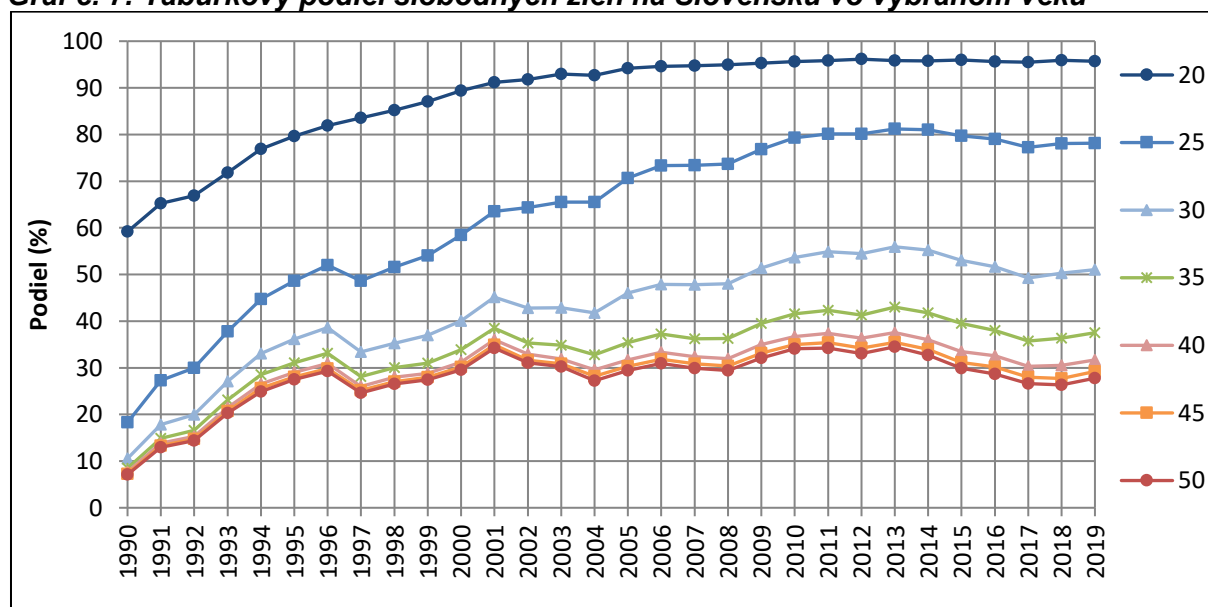
Vzhľadom na vekové rozloženie pravdepodobnosti sobáša slobodných žien tiež platí, že po dovŕšení tejto hranice sa prvosobášnosť už výraznejšie nezvyšuje. Znamená to, že ešte výraznejšie ako u mužov platí, že ak sa žene nepodarí vydať pred 35. rokom života, potom je jej pravdepodobnosť na vstup do manželstva pomerne nízka.

Graf č. 6: Tabuľkový podiel slobodných mužov na Slovensku vo vybranom veku



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Graf č. 7: Tabuľkový podiel slobodných žien na Slovensku vo vybranom veku

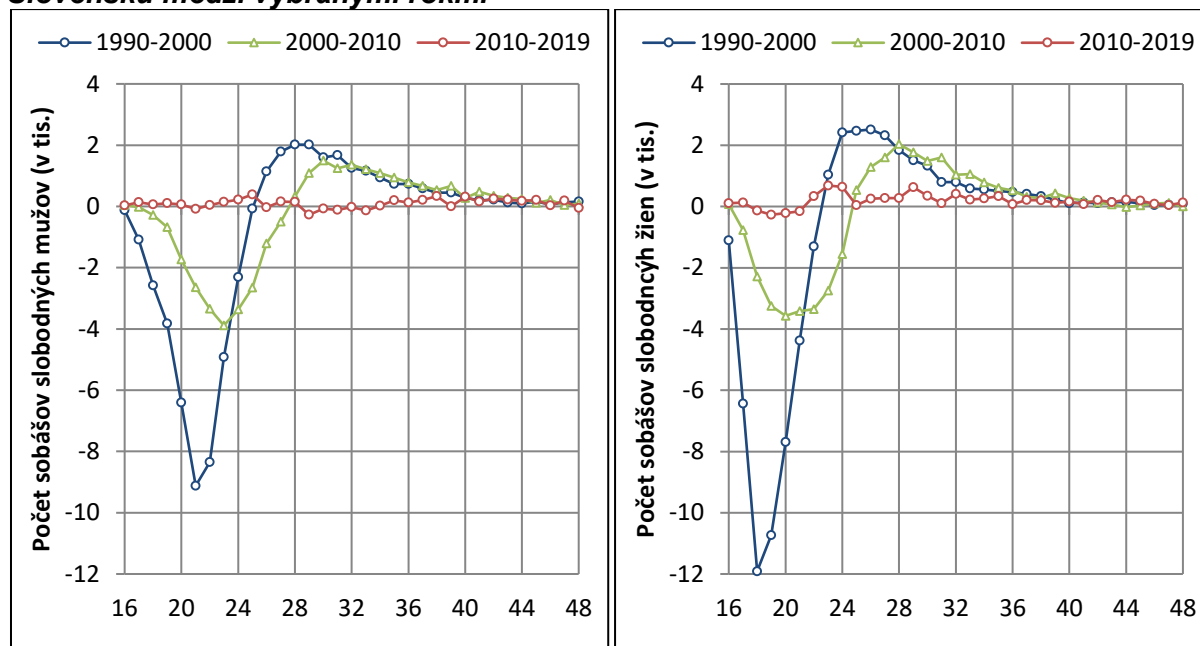


Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Veková transformácia pravdepodobnosti sobáša slobodných významne podmienila aj samotný priebeh tabuľkových sobášov. Najprv sa však pozrieme, ako sa tieto zmeny prejavili na diferenciách v počte tabuľkových sobášov vo vybraných dvoch-troch časových rámcoch. Prvým sú 90. roky, ktoré, ako je zrejmé z grafov č. 8 a č. 9, priniesli najmä dramatický pokles počtu tabuľkových sobášov v mladom a veľmi mladom veku. Len malá časť tohto poklesu bola kompenzovaná určitým nárastom tabuľkového počtu sobášov v staršom veku. Prvá dekáda nového milénia znamenala pomerne významné

zmiernenie znižovania počtu tabuľkových sobášov v mladom veku, no súčasne sa však tento jav dotkol širšieho vekového rámca, a to u mužov až do 28. roku života a u žien približne do 25. roku. Rovnako aj nárast vo vyššom veku je miernejší a dotýka sa vyššieho veku. Posledná dekáda poukazuje na značnú stabilizáciu modelu sobášnosti, keď fáza poklesu v mladom veku už je v podstate vyčerpaná a súčasne zvyšovanie počtu sobášov je pomerne nevýrazné (3 p. b. u mužov a 6 p. b. u žien).

Graf č. 8 a č. 9: Zmeny v tabuľkovom počte sobášov slobodných mužov a žien na Slovensku medzi vybranými rokmi

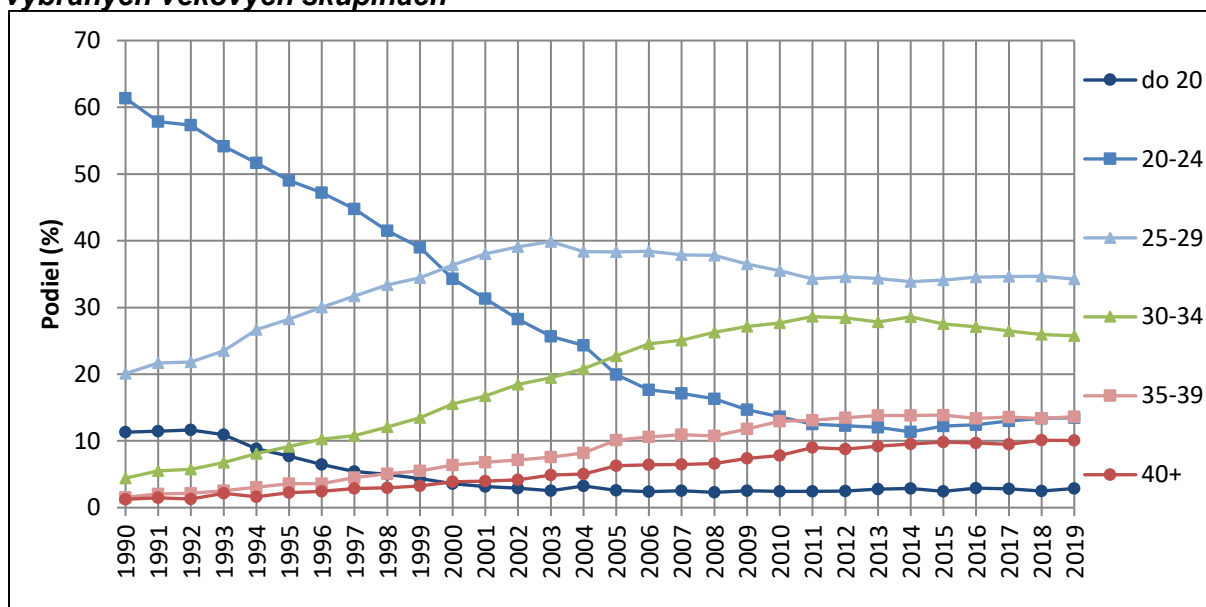


Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Zmeny vo vekovom rozložení tabuľkových sobášov podmienili aj transformáciu ich štruktúry podľa veku. Aj napriek kontinuálnemu poklesu počas celých 90. rokov platilo, že najväčšiu váhu mali tabuľkové sobáše mužov realizované vo veku 20 – 24 rokov. Ich podiel sa znížil z pôvodných približne 60 % pod 40 % (graf č. 10). Tento trend však pokračoval ďalej a až v poslednej dekáde pozorujeme určitú stabilizáciu na úrovni okolo 12 – 13 %. V mladšom veku podiel tabuľkových sobášov klesol z pôvodných niečo viac ako 10 % na necelé 3 %. Spoločne tak vo veku do 25 rokov sa v mužskej populácii Slovenska realizuje v súčasnosti len okolo 15 – 16 % tabuľkových sobášov (graf č. 10). Presun maximálnej úrovne sobášnosti slobodných do vyššieho veku priniesol vo všeobecnosti nárast váhy tabuľkových sobášov vo veku nad 25 rokov. Tento trend sa však netýkal všetkých vekových skupín v celom sledovanom období. Na začiatku 90. rokov sa tabuľkové sobáše vo veku 25 – 29 rokov podieľali približne jednou pätinou na celkovej úrovni. Približne do roku 2003 ich váha mala rastúci trend, keď dosiahli približne 40 % podiel. Od tohto momentu však identifikujeme mierny pokles predovšetkým v prospech starších vekových intervalov. Kým v prvej polovici 90. rokov sa vo veku 30 a viac rokov realizovala ani nie desatina všetkých tabuľkových sobášov, v súčasnosti už tvoria takmer polovicu. Zaujímavosťou je tiež, že posledné roky priniesli určitý pokles vo veku 30 – 34 rokov, ktorý sa stal intervalom s najdynamickejším nárastom váhy tabuľkovej sobášnosti. Aj z tohto je zrejmé, že naďalej pokračuje u mužov proces posúvania sobášnosti slobodných do čoraz vyššieho veku. Svedčia o tom aj empirické údaje, keď po dovŕšení 35. roku života sa

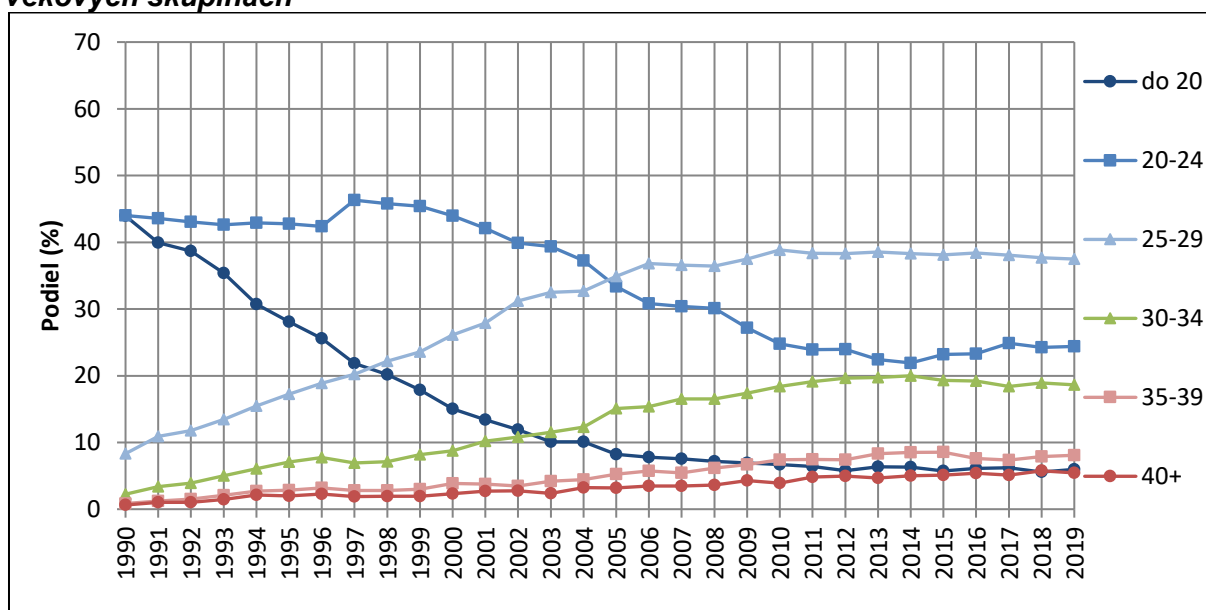
na Slovensku už realizuje takmer štvrtina všetkých tabuľkových sobášov slobodných mužov.

Graf č. 10: Podiely tabuľkových sobášov slobodných mužov na Slovensku vo vybraných vekových skupinách



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Graf č. 11: Podiely tabuľkových sobášov slobodných žien na Slovensku vo vybraných vekových skupinách



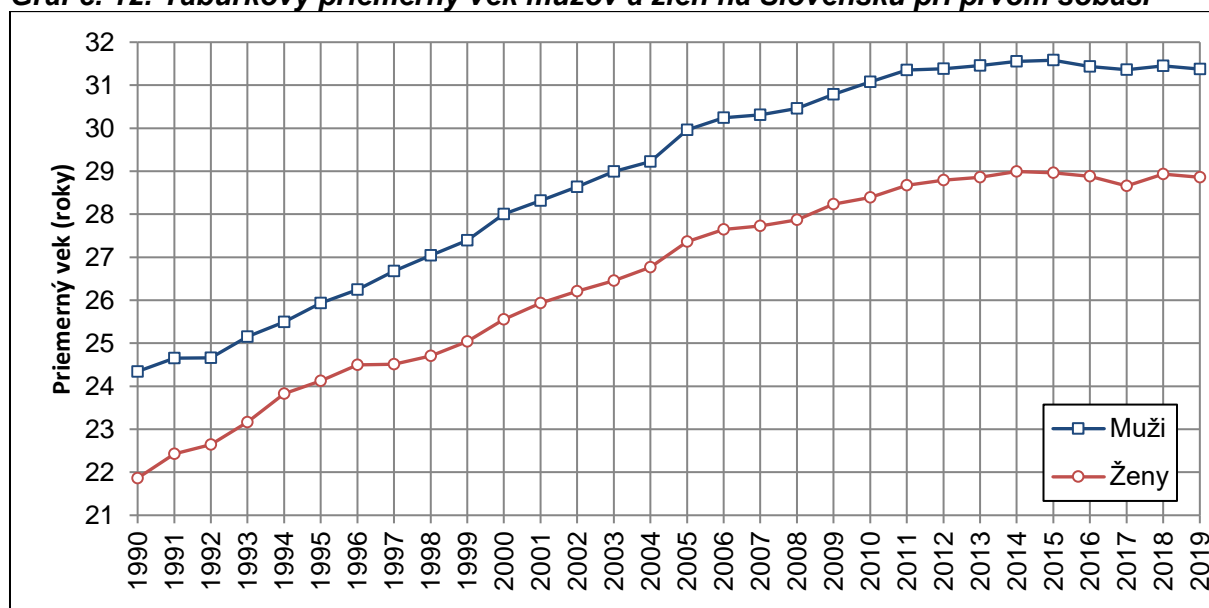
Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

V ženskej časti populácie mali vekové skupiny do 20 a vo veku 20 – 24 rokov dlho hlavné slovo pri realizácii tabuľkových sobášov (graf č. 11). Spoločne sa na začiatku 90. rokov podieľali na takmer 90 %. Kým v najmladšom veku sa ich váha dynamicky znižovala a v súčasnosti tento vek prispieva len asi 6 % k celkovej tabuľkovej sobášnosti, vo veku 20 – 24 rokov najprv identifikujeme určitú stagnáciu a až od druhej polovice 90. rokov nastupuje fáza poklesu. Tá vyvrcholila v roku 2017, keď váha sobášnosti bola približne polovičná v porovnaní so začiatkom sledovaného obdobia.

Posledné roky však priniesli mierne oživenie a určitú stabilizáciu tesne pod hranicou 25 %. Rovnako sa postupne stabilizuje po predchádzajúcom náraste aj príspevok sobášnosti slobodných žien vo veku 25 – 29 rokov pod hranicou 40 % a 30 – 34 rokov pod úrovňou 20 %. Prvá menovaná skupina sa tak od roku 2005 stala hlavnou pre celkovú sobášnosť slobodných žien na Slovensku. Ako sme už uviedli, úroveň sobášnosti vo veku nad 35 rokov je pomerne nízka o čom svedčia aj pomerne nízke príspevky tabuľkovej sobášnosti slobodných. Aj napriek určitému nárastu v dvoch najstarších vekových skupinách sa stále realizuje len približne 8 %, resp. 5 % z celkovej sobášnosti, teda na úrovni najmladšej vekovej skupiny.

Vyššie analyzované zmeny v intenzite a vekovom rozložení pravdepodobnosti a tabuľkových sobášov slobodných sa výraznou mierou podpísali aj pod vývoj ukazovateľov časovania sobášnosti slobodných. Najčastejšie sa na tieto účely používa priemerný vek. Na naše účely využívame tabuľkový priemerný vek pri prvom sobáši konštruovaný z vekového rozloženia tabuľkových sobášov slobodných. Vývoj tohto ukazovateľa v sledovanom období na Slovensku prezentuje nasledujúci graf č. 12. Ako je z neho zrejmé, najmä v 90. rokoch a na začiatku nového milénia dochádzalo k pomerne intenzívnemu rastu hodnôt tabuľkového priemerného veku pri prvom sobáši. V poslednom období však sledujeme výrazné zmiernenie dynamiky rastového trendu a v posledných rokoch dokonca identifikujeme aj určitý mierny medziročný pokles. V dôsledku tohto vývoja sa tabuľkový priemerný vek dostal u mužov z niečo viac ako 24 rokov na približne 31,5 roka a u žien z necelých 22 rokov na necelých 29 rokov.

Graf č. 12: Tabuľkový priemerný vek mužov a žien na Slovensku pri prvom sobáši



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Odkladanie vstupu do manželstva sa výraznou mierou podpísalo aj pod úroveň ďalších indikátorov časovania sobášnosti. Dolný kvartil rozloženia tabuľkových sobášov slobodných mužov vzrástol z niečo viac ako 21 rokov na viac ako 26 rokov a u žien z necelých 19 na viac ako 24 rokov. Aj v tomto prípade platí, že najdynamickejšie tento trend prebiehal v 90. rokoch a na začiatku nového milénia a v poslednom období sme svedkami jeho stabilizácie na vyššie uvedeních hodnotách. Ešte rýchlejšie sa pritom v sledovanom období posúval horný kvartil.

U mužov to bolo o viac ako 9,3 roka na súčasných 34,6 roka. V ženskej časti populácie išlo o takmer 8,8 roka a podľa posledných dostupných údajov sa tak tri štvrtiny všetkých tabuľkových sobášov realizujú pred dosiahnutím 31,5 roka. Z uvedeného je tak zrejmé, a niektoré predchádzajúce zistenia to len potvrdili, že okrem zmien intenzity a časovania došlo na Slovensku tiež k výraznej vekovej heterogenizácii tabuľkových sobášov. Kým na začiatku 90. rokov interkvartilové rozpätie, teda polovica celkovej sobášnosti sa odohrala u mužov v priebehu 4 rokov a u žien dokonca len v rozpätí 3,8 roka, v súčasnosti sa ten istý objem tabuľkových sobášov rozprestiera na intervale v šírke 8,3 roka u mužov a približne 7,2 roka u žien. Je tak zrejmé, že v mužskej zložke transformácia procesu sobášnosti slobodných prispela k výraznejšej vekovej pluralizácii ako u žien. Významnou mierou sa na tom podieľa aj vývoj v poslednom období, keď u žien sme skôr svedkami určitej stagnácie, kým v mužskej zložke naďalej prebieha medziročný nárast hodnôt interkvartilového rozpätia. Ten nie je však už saturovaný posunom hornej hranice, ktorá u oboch pohlaví už v podstate stagnuje na spomínaných hodnotách, ale skôr miernym posunom dolného intervalu. Zdá sa tak, že pre určitú skupinu mužov i žien je predsa len nastavený trend odkladania vstupov do manželstva až do veku nad 25 rokov neprijímaný a snažia sa o sobáš ešte pred touto hranicou.

4. ZÁVER

Analýza jednotlivých funkcií prierezových tabuliek sobášnosti slobodných osôb na Slovensku po roku 1990 potvrdila hlavné transformačné tendencie, ktoré znamenajú opustenie historicky formovaného modelu skorej a takmer univerzálnej sobášnosti a nástup a prehĺbovanie procesu odkladania, výrazne nižšej intenzity sobášnosti, ako aj vekovej pluralizácie vstupu do prvého manželstva. Potvrdil sa výrazný pokles pravdepodobnosti sobáša v mladom veku u oboch pohlaví, čo sa odzrkadlilo na značnej redukcii tabuľkových sobášov v tomto veku, a naopak, nástup rekuperačných tendencií, ktoré znamenajú zvýšenie pravdepodobností na vstup do prvého manželstva vo vyššom veku, presun sobášov k polovici a druhej polovici reprodukčného obdobia, ktoré sa pre celkovú realizovanú sobášnosť stávajú čoraz viac kľúčové. Súčasne je však zrejmé, že exponované vekové intervaly u mužov nad 40 a žien nad 35 rokov stále zohrávajú len minimálnu úlohu pre sobášnosť, a ak sa osobám nepodarí do tohto veku oženiť a vydať, zostávajú do konca reprodukčného obdobia bez skúseností so životom v manželskom zväzku. Práve tento aspekt sa popri výrazných zmenách v časovaní realizácie manželského štartu stáva jedným z najdôležitejších aspektov nového sobášneho správania populácie Slovenska. Musíme tak počítať s tým, že nezanedbateľná časť žien (asi štvrtina) a najmä mužov (približne tretina) zostane trvalo slobodná. Tento jav je následne úzko prepojený aj s ďalšími novými fenoménmi rodinného a reprodukčného správania, akými sú dlhodobé kohabitácie mladých slobodných párov a tiež výrazné oslabenie prepojenia života v manželstve s realizáciou reprodukčných zámerov. V dôsledku dynamickej transformácie sobášnosti slobodných sa tak dramaticky zmenila nielen tvár tohto demografického procesu, ale vytvorili sa predpoklady aj na ďalšie historicky jedinečné premeny v demografickej reprodukcii a populačných štruktúrach na Slovensku.

LITERATÚRA

- [1] HAJNAL, J.: Age at Marriage and Proportion Marrying. In: Population Studies, 1953, č. 2, s. 111 – 136.
- [2] HAJNAL, J.: European marriage pattern in historical perspective. In: Glass, D. V. – Eversley, D. E. C. (eds.): Population in History. Arnold, Londres, 1965, s. 101 – 143.

- [3] LANGHAMROVÁ, J. – VAŇO, B. a kol.: 20 rokov samostatnosti z pohľadu demografie ČR, SR, ČSR. Bratislava, Praha: INFOSTAT, VŠE Praha, 2014. ISBN ??
- [4] PAVLÍK, Z. – RYCHTAŘÍKOVÁ, J. – ŠUBRTOVÁ, A.: Základy demografie. Praha, Academia, 1986.
- [5] PILINSKÁ, V. a kol.: Demografická charakteristika rodiny na Slovensku. Bratislava: INFOSTAT, 2005.
- [6] RYCHTAŘÍKOVÁ, J.: Tabulky sňatečnosti a metody jejich konstrukce. In: Demografie, 1984, č. 2, s. 110 – 122.
- [7] SOBOTKA, T.: Fertility in Central and Eastern Europe after 1989: Collapse and Gradual Recovery. In: Historical Social Research, 2011, č. 2, s. 246 – 296.
- [8] ŠPROCHA, B. – TIŠLIAR, P.: 100 rokov obyvateľstva Slovenska. Od vzniku Československa po súčasnosť. Centrum pre historickú demografiu a populačný vývoj Slovenska. FiF UK v Bratislave, 2018. ISBN 978-80-89881-14-7.
- [9] ŠPROCHA, B.: Sobáše a sobášnosť na Slovensku. Čo vieme povedať o sobášoch a o procese sobášnosti na Slovensku z hlásení o uzavretí manželstva. In: Slovenská štatistika a demografia, 2012, č. 2, s. 39 – 59.
- [10] VAŇO, B. (ed.): Populačný vývoj na Slovensku v rokoch 1945 – 2000. Bratislava: INFOSTAT, 2001.

RESUMÉ

Hlavným cieľom práce bolo analyzovať proces sobášnosti slobodných osôb na Slovensku prostredníctvom tabuliek sobášnosti. Zameriavame sa na zmeny v pravdepodobnostiach vstupu do manželstva, v počte a vekovom rozdelení tabuľkových sobášov, ako aj na súvisiace zmeny v načasovaní tohto procesu. Analyzované obdobie sa začína rokom 1990 – prvým rokom po páde bývalého režimu a končí sa posledným dostupným rokom 2019. Získané výsledky potvrdili hlavné transformačné tendencie, ktoré znamenajú opustenie modelu skorej a takmer univerzálnej sobášnosti slobodných, začiatok a prehĺbenie procesu odkladania sobášov, čo vedie k výrazne nižšej intenzite sobášnosti a pluralite manželstiev podľa veku. Došlo k výraznému poklesu pravdepodobností sobáša slobodných v mladom veku, ako aj tabuľkových počtov sobášov a naopak len k obmedzenej rekuperácii vo vyššom veku. Výsledkom je tak zníženie celkovej sobášnosti, nárast počtu a podielu slobodných osôb v reprodukčnom veku, ako aj zmeny v časovaní a vekovom rozložení tohto procesu. Došlo nielen k posunu sobášnosti do vyššieho veku, ale aj k jej vekovej pluralizácii. Na druhej strane nielen najmladšie, ale aj najstaršie vekové intervaly sa vyznačujú nízkou úrovňou sobášnosti. Znamená to, že po dovŕšení určitého veku už je len obmedzený priestor na vstup do manželstva. Výsledkom je, že nezanedbateľná časť žien a najmä mužov zostáva a naďalej aj do budúcnosti bude zostávať žiť trvalo bez skúseností s manželstvom. To sa odráža nielen v štruktúre osôb podľa rodinného stavu, ale významným spôsobom zasahuje aj do charakteru demografickej reprodukcie a rodinného správania.

RESUME

The main goal of the paper was to analyze the process of marriage of single persons in Slovakia through nuptiality tables. We focus on the changes in the probabilities of entering into marriage, in the number and age distribution of table marriages, as well as on the related changes in the timing of this process. The analyzed period begins with 1990 - the first year after the collapse of the former regime and ends with the last available year 2019. The obtained results confirmed the main transformational tendencies, which mean abandoning the model of early and almost universal nuptiality

of singles, the onset and deepening of the process of postponing marriages, leading to significantly lower marriage rate and age pluralization of marriages. There was a significant decrease in the probability of marriages of single persons at a young age, as well as in the number of table marriages and, conversely, only limited recuperation in older age. The result is a reduction in the total marriage rate, an increase in the number and share of single people in reproductive age, as well as changes in the timing and age distribution of this process. There was not only a shift in nuptiality to an older age, but also its age pluralization. On the other hand, not only the youngest but also the oldest age intervals are characterized by a low level of marriage rate. This means that after reaching a certain age, there is only a limited space to enter into marriage. As a result, a significant proportion of women, and in particular men, remain and will continue to live permanently without the experience of marriage in the future. This is reflected not only in the structure of persons according to marital status, but also significantly affects the nature of demographic reproduction and family behavior.

PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS

RNDr. Branislav Šprocha, PhD. absolvoval magisterské štúdium na Prírodovedeckej fakulte Univerzity Karlovej v Prahe v odbore demografia a geodemografia (2006). V roku 2011 ukončil doktorandské štúdium v programe demografia. Od roku 2007 je vedeckovýskumným pracovníkom Výskumného demografického centra pri INFOSTAT-e a od roku 2009 vedeckým pracovníkom Prognostického ústavu Centra spoločenských a psychologických vied SAV. V roku 2015 sa stal vedúcim Výskumného demografického centra. V oblasti demografie sa špecializuje na problematiku rodinného a reprodukčného správania a ich vplyvu na spoločnosť. Okrem toho sa zameriava na analýzu vybraných populačných štruktúr, reprodukčného správania rómskeho obyvateľstva na Slovensku a otázkam konštrukcie populačných prognóz.

KONTAKT

branislav.sprocha@gmail.com

Milan TEREK
Vysoká škola manažmentu

MOŽNOSTI RIEŠENIA PROBLÉMU NEODPOVEDANIA V ANALÝZACH DÁT PRI VYČERPÁVAJÚCOM SKÚMANÍ PROSTREDNÍCTVOM DOTAZNÍKOVÝCH ZISŤOVANÍ

POSSIBILITIES FOR SOLVING THE PROBLEM OF NONRESPONSE IN ANALYSES OF DATA IN CENSUSES REALIZED THROUGH QUESTIONNAIRE SURVEYS

ABSTRAKT

Cieľom článku je návrh spôsobu zohľadnenia neodpovedania pri odhadovaní charakteristík základného súboru pri vyčerpávajúcom skúmaní. Opisujeme účinky neodpovedania na bodové odhady, príčiny a prevencia neodpovedania a využívanie váh v poststratifikácii vo výberovom skúmaní. Navrhujeme metódu výpočtu konečných váh zohľadňujúcich neodpovedanie v poststratifikácii. Nakoniec navrhujeme spôsob výberu najvhodnejšej skupiny poststratifikačných premenných.

ABSTRACT

The aim of the paper is to propose how nonresponse has been taken into account in estimating the characteristics of the population in the censuses. The effects of nonresponse on the point estimates, the causes and the prevention of nonresponse and the use of weights in poststratification in sample surveys are described. The calculation method of final weights taking into account nonresponse in poststratification is suggested. Finally, a method of selecting the most appropriate group of poststratification variables is proposed.

KLÚČOVÉ SLOVÁ

neodpovedanie pri vyčerpávajúcom skúmaní, váhy v poststratifikácii, poststratifikačné premenné

KEY WORDS

nonresponse in censuses, poststratification using weights, poststratification variables

1. ÚVOD

V minulosti nebol problém neodpovedania v štatistických prieskumoch (zisťovaniach) taký významný. Vplyvom zmien v spoločnosti je v súčasnosti odlišná spoločenská klíma, ktorá veľmi často spôsobuje menšiu ochotu poskytovať dáta. Je nevyhnutné vyrovnáť sa v analýzach dát získaných v štatistických prieskumoch s vyššou mierou neodpovedania (*nonresponse*). Vysoká miera neodpovedania môže významne znehodnotiť kvalitu a vypovedaciu schopnosť výsledkov štatistických prieskumov. V štatistickom prieskume sa väčšinou vytvorí zoznam otázok, ktoré sa zhromaždia v dotazníku, ktorý sa potom poskytne na vyplnenie jednotkám. Vtedy možno hovoriť o dotazníkovom prieskume (podrobnejšie pozri v [9]). V príspevku uvažujeme len o dotazníkových prieskumoch.

Všeobecne možno uvažovať o dvoch typoch neodpovedania: neodpovedanie jednotky (*unit nonresponse*), pri ktorom chýbajú hodnoty všetkých premenných v dotazníku. Čiastočné neodpovedanie jednotky (*item nonresponse*) znamená, že

chýba hodnota aspoň jednej, ale nie všetkých premenných v dotazníku [5]. Nevrátenie vyplneného dotazníka znamená neodpovedanie jednotky, vrátenie čiastočne vyplneného dotazníka znamená čiastočné neodpovedanie jednotky. Oba typy neodpovedania znižujú presnosť odhadovania, spravidla sa im však dá len veľmi ťažko vyhnúť.

Imputovanie (*imputation*) znamená nahradenie chýbajúcich hodnôt premenných blízkymi hodnotami. Používa sa v prípade čiastočného neodpovedania jednotky. Najčastejšie sa v prieskumoch postupuje tak, že sa najprv realizuje imputovanie v rámci jednotiek, ktoré čiastočne neodpovedali, a potom sa už uvažuje len o neodpovedaní jednotiek a realizuje sa váženie (kombinovaný prístup [5]).

Je veľa štúdií, ktoré sa venujú riešeniam problému neodpovedania pri výberovom skúmaní. Väčšinou sú zamerané na minimalizáciu negatívneho dosahu neodpovedania na presnosť hodnôt bodových odhadov. Niekedy je k dispozícii zoznam všetkých jednotiek v základnom súbore. To je bežné napríklad vtedy, keď sa robí prieskum v nejakej organizácii, v ktorej je k dispozícii kontakt na každého pracovníka organizácie, prípadne máme kontakty na všetky jednotky základného súboru z nejakého registra alebo databázy. Keď sa finančné, časové a iné náklady na vyčerpávajúce skúmanie prakticky nelíšia od nákladov na výberové skúmanie, nemá realizácia náhodného vyberania jednotiek zmysel. Jednoducho pošleme dotazník všetkým jednotkám v základnom súbore s prosbou o jeho vyplnenie. Nie sú však známe štúdie o riešení problému neodpovedania pri vyčerpávajúcom skúmaní.

Príspevok je venovaný jednej možnosti riešenia problému neodpovedania pri vyčerpávajúcom skúmaní. Navrhujeme modifikáciu jednej metódy minimalizácie negatívneho vplyvu neodpovedania na presnosť hodnôt odhadov, známej vo výberovom skúmaní. Metóda spočíva vo výpočte konečných váh v poststratifikácii, v ktorých sa kompenzuje neodpovedanie.

Často môže byť k dispozícii viac potenciálnych poststratifikačných premenných. To umožňuje uvažovať v poststratifikácii o viacerých skupinách poststratifikačných premenných. V príspevku navrhujeme spôsob výberu najvhodnejšej skupiny.

2. PREHĽAD LITERATÚRY A METÓDY

2.1 ÚČINOK NEODPOVEDANIA NA PRESNOSŤ ODHADOV

Predpokladajme, že sa odhaduje (podrobnejšie o odhadoch pozri napr. v [7], [8]) stredná hodnota μ skúmanej premennej y v konečnom základnom súbore rozsahu N .

Ak

N_R – počet jednotiek v základnom súbore, ktoré by odpovedali, keby boli vybrané¹,

N_{NR} – počet jednotiek v základnom súbore, ktoré by neodpovedali, keby boli vybrané²

$$(N_{NR} = N - N_R),$$

μ_R – stredná hodnota súboru N_R jednotiek, ktoré by odpovedali, keby boli vybrané,

μ_{NR} – stredná hodnota súboru N_{NR} jednotiek, ktoré by neodpovedali, keby boli vybrané.

¹ Základný súbor odpovedajúcich (*respondent population*).

² Základný súbor neodpovedajúcich (*non-respondent population*).

potom

$$\mu = \frac{N_R \mu_R + N_{NR} \mu_{NR}}{N} \quad (1)$$

je stredná hodnota premennej y v celom základnom súbore rozsahu N .

Keď máme náhodný výber n jednotiek, potom v skutočnosti na základe tohto náhodného výberu odhadujeme μ_R , nie μ . Uvažujme teraz o jednoduchom náhodnom vyberaní. Keď náhodný výber n jednotiek obsahuje len n_R jednotiek, ktoré odpovedali, a \bar{Y} je výberový priemer týchto n_R jednotiek, potom:

$$E(\bar{Y}) = \mu_R \quad (2)$$

a vychýlenie bodového odhadu \bar{Y} je

$$B(\bar{Y}) = \mu_R - \mu = \mu_R - \frac{N_R \mu_R + N_{NR} \mu_{NR}}{N} = \frac{N_{NR}}{N} (\mu_R - \mu_{NR}) \quad (3)$$

Všeobecne účinok neodpovedania závisí od podielu jednotiek, ktoré by neodpovedali a od rozdielu medzi strednými hodnotami jednotiek, ktoré by odpovedali, a jednotiek ktoré by neodpovedali. Žiaľ, hodnoty N_{NR} , μ_R a μ_{NR} spravidla nepoznáme.

Posledný vzťah ukazuje, že vychýlenie dané neodpovedaním je nezávislé od n , a nemožno ho redukovať zväčšením rozsahu výberu. Možno ho však redukovať napríklad zmenšením podielu $\frac{N_{NR}}{N}$ jednotiek ktoré by neodpovedali. To naznačuje veľký význam preventívnych opatrení na zmenšenie podielu jednotiek, ktoré by neodpovedali (podrobnejšie pozri v [3, s. 397 – 399], [4, s. 330 – 332], a v [6]).

2.2 PRÍČINY A PREVENIA NEODPOVEDANIA

Často sa pri príprave plánu výberového skúmania venuje málo času analýze problému možného neodpovedania. V [4] sa na s. 333 – 336 uvádza, že príčiny neodpovedania najčastejšie súvisia s obsahom prieskumu, metódami zhromažďovania dát alebo s charakteristikami respondentov, prípadne aj s časom prieskumu, majstrovstvom anketárov, návrhom dotazníka (podrobnejšie pozri aj v [1] a v [9, s. 9 – 18]), prezentáciou dôležitosti prieskumu a s pripomenutím prieskumu v prípade neodpovedania.

Analytik, ktorý dobre pozná základný súbor, by mal byť schopný predvídať príčiny neodpovedania a realizovať účinnú prevenciu. Na poznávanie príčin neodpovedania možno využiť navrhovanie experimentov a aplikáciu metód zlepšovania kvality v procese zhromažďovania a spracovania dát. Všeobecne treba vyvinúť maximálne úsilie na získanie odpovedí všetkých respondentov. Aj po dôkladnej analýze možných príčin neodpovedania a realizácii účinných preventívnych opatrení však treba vždy počítať s istou mierou neodpovedania.

Niekedy sa pri odhadovaní neodpovedanie úplne alebo čiastočne ignoruje. Jednoducho sa zhromaždia úplne a čiastočne vyplnené dotazníky, potom sa prípadne aplikuje niektorá z metód imputovania (podrobnejšie pozri napr. v [3, s. 408 – 419] a v [4, s. 346 – 351]) na doplnenie chýbajúcich odpovedí a ďalej sa aplikujú bežné

metódy odhadovania bez zohľadnenia neodpovedania jednotiek. Ignorovanie účinkov neodpovedania však môže spôsobiť vážne vychýlenia odhadov.

2.3 VÝBEROVÉ VÁHY A ICH MODIFIKÁCIA

V pravdepodobnostnom výbere má každá jednotka v základnom súbore známu pravdepodobnosť, že bude vo výberovom súbore. Pravdepodobnosti

$$\pi_i = P(\text{jednotka } i \text{ bude vo výberovom súbore)}$$

sa obyčajne nazývajú pravdepodobnosti zahrnutia (*inclusion probabilities*) a sú známe pre ľubovoľnú výberovú schému, už pred začiatkom realizácie výberového skúmania [4, s. 28]. Výberové váhy (základné, *base weights, design weights*) w_{Bi} sú pre ľubovoľnú výberovú schému definované ako:

$$w_{Bi} = \frac{1}{\pi_i} \quad (4)$$

Základnú váhu jednotky i možno interpretovať ako počet jednotiek v základnom súbore, reprezentovaných jednotkou i .

Výberová báza (opora výberu, *frame population*) je zoznam zostavený s cieľom tvorby výberu, ktorý označuje jednotky základného súboru tak, aby sa mohli brať do úvahy pri ich skúmaní [11]. V ideálnom prípade výberová báza reprezentuje presne množinu fyzicky existujúcich jednotiek, ktoré tvoria cieľový základný súbor. Cieľový základný súbor (*target population*) je základný súbor, o ktorom chceme robiť indukzívne úsudky. V praxi sa cieľový základný súbor a výberová báza viac alebo menej líšia.

Predpokladajme, že sme náhodne vybrali n jednotiek so známymi pravdepodobnosťami zahrnutia π_i , $i = 1, \dots, n$. Keď niektoré jednotky vo výbere neodpovedali a niektoré jednotky z cieľového základného súboru nie sú vo výberovej báze, možno konečnú váhu w_i pozorovania i vyjadriť ako súčin troch komponentov

$$w_i = w_{Bi} \cdot w_{NRi} \cdot w_{NCi} \quad (5)$$

kde

w_{NRi} je faktor úpravy vzhľadom na neodpovedanie,

w_{NCi} je faktor kompenzácie nepokrytia. Nepokrytie (*non-coverage*) alebo neúplné pokrytie je spôsobené tým, že niektoré jednotky z cieľového základného súboru nie sú vo výberovej báze. Výberová báza nepokrýva celý cieľový základný súbor.

Váhy, o ktorých uvažujeme, majú tieto vlastnosti (sú kalibrované³):

1. $\sum_{i=1}^{n_R} w_{Bi} = N_R$
2. $\sum_{i=1}^{n_R} w_{Bi} \cdot w_{NRi} = N_F$
3. $\sum_{i=1}^{n_R} w_i = \sum_{i=1}^{n_R} w_{Bi} \cdot w_{NRi} \cdot w_{NCi} = N$

³ Kalibrácia je procedúra, v ktorej sú váhy upravené tak, že odhadnuté úhrny pomocných premenných sú v súlade s aktuálnymi úhrnmi týchto premenných v základnom súbore [4, s. 154].

kde n_R je rozsah výberu zo základného súboru odpovedajúcich rozsahu N_R , N_F je rozsah výberovej bázy a N je rozsah cieľového základného súboru. Základný súbor odpovedajúcich respondentov je podmnožina výberovej bázy, ktorá je reprezentovaná jednotkami, ktoré by v prieskume odpovedali, keby boli vybraté do výberu. Ide len o teoretický koncept, pretože je nemožné identifikovať jednotky tohto základného súboru.

2.4 SKLON K ODPOVEDANIU

Ak Z_i je premenná, ktorá indikuje prítomnosť jednotky vo výberovom súbore, pravdepodobnosť $P(Z_i = 1) = \pi_i$, náhodnú premennú R_i definujeme:

$$R_i = \begin{cases} 1, & \text{keď jednotka } i \text{ odpovedá,} \\ 0, & \text{keď jednotka } i \text{ neodpovedá.} \end{cases}$$

Po realizácii náhodného vyberania sú realizácie náhodnej premennej R_i známe pre všetky jednotky v náhodnom výbere. Nech y_i je hodnota študovanej premennej. Hodnota y_i sa zaznamená, keď r_i , realizácia náhodnej premennej R_i , sa rovná 1. Pravdepodobnosť, že jednotka i vybratá do výberového súboru bude zodpovedať

$$\varphi_i = P(R_i = 1),$$

je neznáma a predpokladáme, že je väčšia ako nula. Pravdepodobnosť φ_i sa nazýva sklon k odpovedaniu (*response propensity*) i -tej jednotky. Keď R_i je nezávislá od Z_i , potom pravdepodobnosť, že jednotka i bude meraná je:

$$P(\text{jednotka } i \text{ je vo výbere a bude odpovedať}) = \pi_i \varphi_i.$$

Sklon k odpovedaniu φ_i sa odhaduje pre každú jednotku vo výbere na základe doplnkových informácií, ktoré sú známe pre všetky jednotky vo výberovom súbore. Konečná váha pre respondenta je potom $1/(\pi_i \hat{\varphi}_i)$, kde $\hat{\varphi}_i$ je odhadnutý sklon k odpovedaniu. Nech x_i je vektor informácií, známy o jednotke i vo výbere. Ak φ_i závisí od x_i ale nie od y_i , dáta sú typu "náhodne chýbajúce" (*missing at random* - MAR data). Podrobnejšie o *Missing Completely at Random* (MCAR data), *Missing at Random* (MAR data) a *Not Missing at Random* (NMAR data), pozri napr. v [4, s. 338 – 340].

2.5 VYUŽITIE VÁH V POSTSTRATIFIKÁCI

Váhové metódy (*weighting methods*) predpokladajú MAR dáta. Potom možno sklony k odpovedaniu odhadnúť na základe premenných, ktorých hodnoty sú známe pre všetky jednotky vo výbere. Budeme uvažovať o poststratifikácii, ktorá patrí medzi váhové metódy. Zároveň ide o špeciálny prípad kalibračnej metódy [4, s. 346]. Predpokladá sa, že jednotky, ktoré odpovedali aj ktoré neodpovedali v tom istom poststrate, sú podobné. Váhy jednotiek z toho istého poststrata, ktoré odpovedali sa zvýšia tak, že reprezentujú okrem seba aj jednotky, ktoré neodpovedali.

Po realizácii jednoduchého náhodného vyberania sa jednotky zaradia do H rozličných poststrát. Základný súbor má N_h jednotiek v h -tom poststrate. Z nich n_h

jednotiek bolo vybratých a z nich n_{hR} odpovedalo. Sklon k odpovedaniu pre každú jednotku v poststrate h odhadneme pomocou váženého pomeru odpovedania (*weighted response rate*) RR_{w_h} . Pre každého respondenta i v poststrate h sa sklon k odpovedaniu odhadne pomocou:

$$RR_{w_h} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{hR}} w_{Bi}}{N_h}, \quad (6)$$

a faktor úpravy vzhľadom na neodpovedanie w_{NRi} je:

$$w_{NRi} = \frac{1}{RR_{w_h}} \quad (7)$$

Alternatívne možno pri odhadovaní sklonu k odpovedaniu použiť aj logistickú regresiu (podrobnejšie napr. v [3, s. 504 – 505]). Pri použití poststratifikácie na kompenzáciu neodpovedania modifikujeme základné váhy tak, že výber je v poststratách kalibrovaný na úhrny v základnom súbore [4, s. 342]. Poststratifikačný bodový odhad strednej hodnoty alebo úhrnu je približne nevychýlený, keď v každom poststrate h :

- výstup y_i je nekorelovaný so sklonom k odpovedaniu φ_i ,
- sklon k odpovedaniu φ_i je rovnaký pre každú jednotku, alebo
- hodnota študovanej premennej y_i je rovnaká.

Odporúča sa použiť čo najviac poststrát, aby bolo splnenie uvedených predpokladov hodnovernejšie [4, s. 343 – 344].

Keď $w_{NRi} > 2$, poststratum obsahuje viac jednotiek ktoré neodpovedali, ako tých, čo odpovedali. V takých prípadoch sa rozptyl hodnôt odhadov zvyšuje, váhy nie sú stabilné. Odporúča sa zlúčiť susedné poststratá (*collapsing*) tak, aby w_{NRi} bolo menšie alebo rovné 2 [4, s. 342]. To isté sa odporúča, keď je počet jednotiek v poststrate menší ako 20. V [2] sa odporúča zlučovať poststratá, ktoré majú podobné stredné hodnoty kľúčových premenných.

2.6 ODHADOVANIE ZALOŽENÉ NA VÝBEROVÝCH VÁHACH

Ak y_i je meranie na jednotke i , a w_i je výberová váha jednotky i , realizovaný výber označíme S . Ide o podmnožinu n jednotiek zo základného súboru U . Bodový odhad úhrnu je [4, s. 286]:

$$\hat{t} = \sum_{i \in S} w_i y_i \quad (8)$$

Bodovým odhadom strednej hodnoty je

$$\hat{\mu}_K = \frac{1}{\sum_{i \in S} w_i} \sum_{i \in S} w_i y_i, \quad (9)$$

kde $\sum_{i \in S} w_i$ odhaduje počet jednotiek v základnom súbore.

Ak y_i sa rovná 1, keď jednotka má nejaký znak, a rovná sa 0, keď ho nemá, potom podiel π je

$$\pi = \frac{\sum_{i=1}^N y_i}{N} \quad (10)$$

a π sa odhaduje $\hat{\pi} = \hat{\mu}_K$.

3. NEODPOVEDANIE PRI VYČERPÁVAJÚCOM SKÚMANÍ

Aj pri vyčerpávajúcom skúmaní možno mieru neodpovedania redukovať vhodnými preventívnymi opatreniami, ktoré sú rovnaké ako v prípade výberového skúmania. Vyčerpávajúce skúmanie budeme charakterizovať trochu inak ako obvykle. Doteraz sme uvažovali o výberovej schéme, ktorá obsahuje aj jednoduché náhodné vyberanie. Pri vyčerpávajúcom skúmaní základného súboru rozsahu N sa vyberú všetky jednotky základného súboru. To je vlastne prípad náhodného vyberania bez opakovania rozsahu N s jediným malým rozdielom, že posledná jednotka zo základného súboru je vybraná nenáhodne. Pravdepodobnosť zaradenia jednotky i v takomto výbere sa rovná jednej, rovnako ako jej základná výberová váha.

Pri vyčerpávajúcom skúmaní možno váhy použiť aj na zohľadnenie neodpovedania. Majme náhodnú premennú R_i :

$$R_i = \begin{cases} 1, & \text{keď jednotka } i \text{ odpovedá,} \\ 0, & \text{keď jednotka } i \text{ neodpovedá.} \end{cases}$$

Hodnota y_i sa zaznamená, keď r_i , realizácia náhodnej premennej R_i , sa rovná 1. Pravdepodobnosť, že jednotka bude odpovedať

$$\varphi_i = P(R_i = 1),$$

je neznáma, ale predpokladáme, že je väčšia ako nula. Pravdepodobnosť φ_i je sklon k odpovedaniu pre jednotku i aj pri vyčerpávajúcom skúmaní. Tu sa však pravdepodobnosť, že jednotka i je vybraná a bude odpovedať, redukuje na pravdepodobnosť, že jednotka i bude odpovedať, pretože sú vybrané všetky jednotky základného súboru. Potom

$$P(\text{jednotka } i \text{ je vo výbere a bude odpovedať}) = \varphi_i$$

Pravdepodobnosť odpovedania φ_i sa odhaduje pomocou $\hat{\varphi}_i$ pre každú jednotku v základnom súbore, s využitím pomocných informácií, ktoré sú známe pre všetky jednotky v základnom súbore. Konečná váha pre respondenta je potom $1/\hat{\varphi}_i$. Aj v tomto prípade predpokladáme MAR dáta. Potom možno využiť váhové metódy.

3.1 MODIFIKÁCIA POSTSTRATIFIKÁCIE, KTORÁ VYUŽÍVA VÁHY

Nech základný súbor má N_h jednotiek v poststrate h , a nech z nich N_{hR} jednotiek odpovedalo. Sklon k odpovedaniu pre každú jednotku v poststrate h odhadneme

pomocou váženého pomeru odpovedania. Potom pre každého respondenta i v poststrate h je sklon k odpovedaniu odhadnutý pomocou

$$\hat{\varphi}_i = RR_{w_h} = \frac{\sum_{i=1}^{N_{hR}} w_{Bi}}{N_h} = \frac{N_{hR}}{N_h} \quad (11)$$

a konečná váha pre jednotku i je

$$w_i = \frac{1}{RR_{w_h}} = \frac{N_h}{N_{hR}} \quad (12)$$

Pri vyčerpávajúcom skúmaní sa konečná váha rovná faktoru úpravy vzhľadom na neodpovedanie w_{NRi} .

Príklad. Na univerzite pracuje 892 učiteľov. Manažment univerzity má informácie o veku a pracovnej pozícii každého učiteľa. Rozdelenie učiteľov podľa veku a pracovnej pozície je v tabuľke č. 1. Manažment univerzity robil dotazníkový prieskum o názore učiteľov na niektoré pracovné podmienky. Všetci učitelia boli oslovení prostredníctvom e-mailu s prosbou o vyplnenie priloženého dotazníka. Počty učiteľov, ktorí vrátili vyplnený dotazník v určenom termíne, sú v tabuľke č. 1 v zátvorkách.

Tabuľka č. 1: Rozdelenie učiteľov podľa veku a pracovnej pozície

| Pracovná pozícia | Asistent | Odborný asistent | Docent | Profesor | Spolu |
|-------------------------|----------|------------------|-----------|----------|-----------|
| Veková kategória | | | | | |
| 24 – 34 | 22 (19) | 41 (27) | 10 (8) | | 73 (54) |
| 35 – 44 | | 81 (19) | 131 (37) | | 212 (56) |
| 45 – 54 | | 21 (3) | 326 (64) | 76 (26) | 423 (93) |
| 55 – 64 | | | 26 (5) | 96 (15) | 122 (20) |
| 65 – | | | 16 (3) | 46 (11) | 62 (14) |
| Spolu | 22 (19) | 143 (49) | 509 (117) | 218 (52) | 892 (237) |

Zdroj: vlastné výpočty

Jedna otázka v dotazníku bola „Preferujete v zabezpečení stravovania na univerzite stravné lístky alebo finančný príspevok na stravovanie?“, s možnými odpoveďami „stravné lístky“ alebo „finančný príspevok“. Chceme odhadnúť podiel všetkých učiteľov univerzity, ktorí preferujú stravné lístky.

Pretože sa realizovalo vyčerpávajúce skúmanie, základná váha každej jednotky vo výbere sa rovná jednej. Všetky kombinácie kategórií premenných „pracovná pozícia“ a „veková kategória“, budú tvoriť poststratá. Celkovo máme $4 \times 5 = 20$ poststrát. Ďalej budeme uvažovať len o 12 poststratách, v ktorých je nenulový počet jednotiek. V každom z týchto poststrát poznáme počet jednotiek v základnom súbore. Tieto pomocné informácie možno využiť pri modifikácii základných váh vzhľadom na neodpovedanie. Sklon k odpovedaniu pre každú jednotku v poststrate h bude odhadnutý podľa (4) a pre každého učiteľa i v poststrate h , ktorý odpovedal, sa konečná váha vypočíta podľa (5). Konečné váhy sú v tabuľke č. 2. Počty učiteľov, v

poststratách, ktorí vo vrátenom dotazníku odpovedali „stravné lístky“, sú v tabuľke č. 2 v zátvorkách.

Tabuľka č. 2: Konečné váhy pre poststratá

| Pracovná pozícia | Asistent | Odborný asistent | Docent | Profesor |
|-------------------------|------------|------------------|------------|------------|
| Veková kategória | | | | |
| 24 – 34 | 1,158 (18) | 1,519 (22) | 1,250 (3) | |
| 35 – 44 | | 4,263 (11) | 3,541 (12) | |
| 45 – 54 | | 7,000 (2) | 5,094 (25) | 2,923 (10) |
| 55 – 64 | | | 5,200 (1) | 6,400 (3) |
| 65 – | | | 5,333 (1) | 4,182 (2) |

Zdroj: vlastné výpočty

Nech y_i sa rovná 1 keď učiteľ odpovedal „stravné lístky“ a rovná sa 0 keď odpovedal „finančný príspevok“. Potom, podľa (2)⁴

$$\hat{\pi} = \hat{\mu}_K = \frac{356,074}{892} = 0.3992 \quad (13)$$

Odhadujeme, že približne 39,92 % učiteľov preferuje stravné lístky.

Na porovnanie, keby sme odhadli podiel π pomocou výberového podielu P , čo je pri riešení podobných problémov bežná prax, výsledok by bol:

$$P = \frac{110}{237} = 0,4641 \quad (14)$$

Pomocou výberového podielu P by sme odhadli, že približne 46,41 % učiteľov preferuje stravné lístky. Rozdiel medzi výsledkami odhadovania je značný.

V tabuľkách č. 1 a 2 vidno, že nie vo všetkých poststratách majú jednotky konečné váhy menšie alebo rovné 2, alebo aspoň 20 učiteľov, ktorí odpovedali. Procedúra zlučovania poststrát je väčšinou úplne aplikovateľná vo „veľkých prieskumoch“, realizovaných najčastejšie štatistickými úradmi. Môže byť však problematická pri „malých prieskumoch“ v organizáciách. V uvedenom príklade sme realizovali niekoľko spôsobov zlučovania strát, no v žiadnom z nich nebolo možné dosiahnuť úplné splnenie oboch podmienok. Na druhej strane sa ale ukázalo, že hodnoty odhadov sa vo všetkých vyskúšaných štruktúrach so zlúčenými poststratami len minimálne líšili od vypočítanej hodnoty. Zdá sa, že zlučovanie poststrát nemá v tomto príklade veľký vplyv na bodový odhad $\hat{\pi}$. Všeobecne možno odporúčať preverenie citlivosti uvažovaných bodových odhadov na zlučovanie poststrát v každom konkrétnom prieskume a na základe toho prijať rozhodnutie o ich zlučovaní.

⁴ V čitateli je súčet súčinov konečných váh a počtov učiteľov v poststratách, ktorí vo vrátenom dotazníku odpovedali „stravné lístky“ (z tabuľky č. 2), v menovateli je súčet súčinov konečných váh z tabuľky č. 2 a príslušných počtov učiteľov, ktorí vrátili vyplnený dotazník (čísla z tabuľky č. 1 v zátvorkách).

V príklade je však veľký rozdiel medzi hodnotou odhadu získanou cez poststratifikáciu, ktorá využíva váhy, a medzi hodnotou odhadu získanou bežným postupom, v príklade pomocou výberového podielu P , ktorý neberie do úvahy neodpovedanie. Vzhľadom na to, že predpokladáme MAR dáta a váhy jednotiek ktoré odpovedali, sa zvýšia tak, že reprezentujú okrem seba aj jednotky, ktoré neodpovedali, je zrejmé, že uvedený postup, ktorý aj pri vyčerpávajúcom skúmaní berie do úvahy úpravu váh vzhľadom na neodpovedanie, je lepší ako prístup, ktorý berie do úvahy len informácie od jednotiek, ktoré odpovedali, bez ohľadu na neodpovedanie.

V príklade sme uvažovali o dvoch poststratifikačných premenných pracovná pozícia“ a „veková kategória“. Často je organizácii prístupných viacero potenciálnych poststratifikačných premenných. V príklade by napríklad mohli byť k dispozícii aj hodnoty premennej „Pohlavie“, prípadne aj iných premenných. To umožňuje uvažovať o viacerých skupinách poststratifikačných premenných. Z toho vyplýva potreba stratégie ich výberu.

Poststratifikácia môže redukovať variabilitu bodových odhadov. Na dosiahnutie najväčšej redukcie variability treba minimalizovať variabilitu študovaných premenných vnútri poststrat, čo možno dosiahnuť takou voľbou poststratifikačných premenných, ktoré sú silno korelované so študovanými premennými. To je prvá stratégia voľby poststratifikačných premenných [3, s. 507]. Ak sú poststratá určené tak, že rozdiel $(\mu_R - \mu_{NR})$ je veľmi malý, vychýlenie odhadu spôsobené neodpovedaním bude tiež malé [3, s. 503]. To sa dá najlepšie dosiahnuť nájdením takých poststratifikačných premenných, ktoré sú vysoko korelované so sklonom k odpovedaniu. Vtedy bude sklon k odpovedaniu v každom poststrate, pre každú jednotku približne rovnaký. Čím silnejší je vzťah medzi poststratifikačnými premennými a sklonom k odpovedaniu, tým sú poststratifikačné premenné vhodnejšie na následné odhadovanie s ohľadom na neodpovedanie. To je druhá stratégia voľby poststratifikačných premenných. Tieto dve stratégie môžu viesť k rozličným výberom poststratifikačných premenných. Pri ich konečnom výbere by sa malo pamätať na obidva ciele [3, s. 507].

Zdá sa, že vhodným nástrojom na meranie sily vzťahu medzi sklonom k odpovedaniu a poststratifikačnými premennými je korelačný pomer. Všeobecne ide o charakteristiku vzťahu medzi variabilitou vnútri individuálnych kategórií a variabilitou v celom základnom súbore alebo vo výbere [10]. Charakteristika je definovaná ako pomer dvoch smerodajných odchýlok, ktoré reprezentujú tieto dva typy variability.

Každé pozorovanie (hodnotu kvantitatívnej premennej z) označíme z_{xi} , kde x označuje kategóriu, do ktorej pozorovanie patrí a i je index pozorovania. Ak n_x je počet pozorovaní v kategórii x , potom

$$\bar{z}_x = \frac{\sum_i z_{xi}}{n_x} \quad (15)$$

a

$$\bar{z} = \frac{\sum_x n_x \bar{z}_x}{\sum_x n_x} \quad (16)$$

kde \bar{z}_x je priemer premennej z v kategórii x a \bar{z} je priemer premennej z v základnom súbore. Korelačný pomer $\eta_{(z|x)}$ je definovaný ako druhá odmocnina z $\eta_{z|x}^2$, kde

$$\eta_{z|x}^2 = \frac{\sum_x n_x (\bar{z}_x - \bar{z})^2}{\sum_{x,i} (z_{x,i} - \bar{z})^2} \quad (17)$$

Korelačný pomer $\eta_{z|x} \in [0, 1]$. Hodnota $\eta_{z|x} = 0$ reprezentuje prípad, keď neexistuje variabilita medzi strednými hodnotami rozličných kategórií, $\eta_{z|x} = 1$ svedčí o neexistencii variability vnútri príslušných kategórií.

V kontexte analýzy neodpovedania premenná z je kvantitatívna diskretná premenná, ktorá nadobúda 2 hodnoty, 1 a 0 – počet odpovedí. Keď respondent i z kategórie x odpovie, tak $z_{xi} = 1$, keď neodpovie, tak $z_{xi} = 0$. V uvedenom príklade vyjde $\eta_{z|x} = 0,3469$.

4. ZÁVER

Dáta z vyčerpávajúceho skúmania možno chápať ako dáta z náhodného výberu bez opakovania rozsahu N , v ktorom je posledná jednotka vybratá nenáhodne. Pravdepodobnosť zahrnutia každej jednotky v takomto výbere sa rovná jednej, rovnako ako jej základná váha. Pri vyčerpávajúcom skúmaní sa pravdepodobnosť, že jednotka i je vybraná do výberu a odpovie, redukuje na pravdepodobnosť, že jednotka i odpovie, pretože všetky jednotky zo základného súboru sú vybrané.

Predpokladáme MAR dáta. Potom možno použiť metódy váženia. Je navrhnutá modifikácia poststratifikácie, ktorá využíva váhy. Konečná váha pre jednotku i sa vypočíta podľa vzťahu (5).

Keď miera odpovedania pre každé poststrátum nie je aspoň 50 % alebo počet pozorovaní v poststrate nie je aspoň 20, odporúča sa zlučovanie susedných poststrát. Procedúra zlučovania poststrát je väčšinou úplne aplikovateľná vo „veľkých prieskumoch“, realizovaných najčastejšie štatistickými úradmi. Môže byť však problematická pri „malých prieskumoch“ v organizáciách. Všeobecne možno odporúčať preverenie citlivosti uvažovaných bodových odhadov na zlučovanie poststrát v každom konkrétnom prieskume a na základe toho prijať rozhodnutie o ich zlučovaní.

Obyčajne je v prieskume k dispozícii viac potenciálnych poststratifikačných premenných. To umožňuje uvažovať pri odhadovaní o rozličných poststratifikačných premenných. Poststratifikačné premenné z hľadiska ich spojenia so sklonom k odpovedaniu možno ohodnotiť pomocou korelačného pomeru. Čím väčšia je hodnota korelačného pomeru, tým je vzťah medzi poststratifikačnými premennými a sklonom k odpovedaniu silnejší. Poststratifikačné premenné s maximálnou hodnotou korelačného pomeru možno odporúčať na použitie v procese úpravy váh vzhľadom na neodpovedanie. Na druhej strane zväčšenie hodnoty korelačného pomeru môže byť sprevádzané horším plnením podmienok na minimálny počet pozorovaní a pomer odpovedania v poststratách. Potom treba hľadať vhodné kompromisné riešenie medzi poststratifikačnými premennými s väčším korelačným pomerom a horším splnením

podmienok a poststratifikačnými premennými s menším korelačným pomerom a lepším splnením podmienok. Nemožno zabúdať ani na požiadavku silnej korelácie medzi poststratifikačnými a študovanými premennými.

LITERATÚRA

- [1] BETHLEHEM, J.: Applied Survey Methods. A Statistical Perspective. Hoboken: Wiley and Sons, 2009. 375 s. ISBN 978-0-470-37308-8.
- [2] GELMAN, A. – CARLIN, J. B.: Poststratification and weighting adjustments. Groves, R. M. – Dillman, D. – Eltinge, J. and Little, R. (eds.): Survey nonresponse. New York: Wiley and Sons, 2002, s. 289 – 302.
- [3] LEVY, P. S. – LEMESHOW, S.: Sampling of Populations. Methods and Applications. Fourth Edition. Hoboken: Wiley and Sons, 2008. 576 s. ISBN 978-0-470-04007-2.
- [4] LOHR, S. L.: Sampling: Design and Analysis. 2nd edition. Boston: Brooks/Cole, 2010. 596 s. ISBN-10: 0-495-11084-1.
- [5] SÄRNDAL, C.-E. – LUNDSTRÖM, S.: Estimation in Surveys with Nonresponse. Hoboken: Wiley and Sons, 2005. ISBN 0-470-01133-5.
- [6] TEREK, M.: Možnosti riešenia problému neodpovedania v štatistických prieskumoch. In: Ekonomické rozhľady 2014, č. 2, s. 150 – 165.
- [7] TEREK, M.: Interpretácia štatistiky a dát. Piate, doplnené vydanie. Košice: Equilibria, 2017. 460 s. ISBN 978-80-8143-213-2.
- [8] TEREK, M.: Interpretácia štatistiky a dát. Podporný učebný materiál. Piate, doplnené vydanie. Košice: Equilibria, 2017. 244 s. ISBN 978-80-8143-212-5.
- [9] TEREK, M.: Dotazníkové prieskumy a analýzy získaných dát. 1. vydanie. Košice: Equilibria, 2019. 202 s. ISBN 978-80-8143-247-7.
- [10] Correlation ratio [online]. [cit. 13. 7. 2018] Dostupné na: https://en.wikipedia.org/wiki/Correlation_ratio.
- [11] STN ISO 3534-1. Štatistika. Slovník a značky. Časť 1: Všeobecné štatistické termíny a termíny používané v teórii pravdepodobnosti. Bratislava: Slovenský ústav technickej normalizácie, 2008.

Táto práca bola podporená vedeckou grantovou agentúrou VEGA, v rámci projektu číslo 1/0562/18 Vzájomná prepojenosť medzi ľudským kapitálom a informačnými a komunikačnými technológiami.

RESUMÉ

Vysoká miera neodpovedania môže významne znehodnotiť kvalitu a výpovednú schopnosť výsledkov dotazníkových prieskumov. Vychýlenie dané neodpovedaním možno vo výberovom skúmaní redukovat' napríklad zmenšením podielu jednotiek ktoré by neodpovedali, keby boli vybrané do výberu. To naznačuje veľký význam preventívnych opatrení na zmenšenie tohto podielu.

Je veľa štúdií, ktoré sa venujú riešeniam problému neodpovedania pri výberovom skúmaní. Väčšinou sú zamerané na minimalizáciu negatívneho dopadu neodpovedania na presnosť hodnôt bodových odhadov. V pravdepodobnostnom výbere v rámci ľubovoľnej výberovej schémy, má každá jednotka v základnom súbore známu pravdepodobnosť zahrnutia. Základné výberové váhy sú definované ako obrátené hodnoty pravdepodobností zahrnutia. Konečné výberové váhy možno získať úpravou základných váh vzhľadom na neodpovedanie a na nepokrytie. Sklon k odpovedaniu sa odhaduje pre každú jednotku vo výbere na základe doplnkových informácií, ktoré sú známe pre všetky jednotky vo výberovom súbore. Konečná váha

pre respondenta je potom obrátenou hodnotou súčinu pravdepodobnosti, že jednotka bude vo výbere, a odhadnutého sklonu k odpovedaniu. Predpokladáme MAR dáta.

Pri poststratifikácii je sklon k odpovedaniu pre každú jednotku v poststrate odhadnutý pomocou váženého pomeru odpovedania. Faktor úpravy vzhľadom na neodpovedanie je potom obrátenou hodnotou váženého pomeru odpovedania. Keď poststratum obsahuje viac jednotiek ktoré neodpovedali ako tých, čo odpovedali alebo je počet jednotiek v poststrate menší ako 20, rozptyl hodnôt odhadov sa zvyšuje a váhy nie sú stabilné. Vtedy sa odporúča zlučovanie susedných poststrát. Pomocou konečných výberových váh možno odhadovať charakteristiky konečného základného súboru.

Niekedy je vhodné realizovať vyčerpávajúce skúmanie. Pri vyčerpávajúcom skúmaní základného súboru rozsahu N ide vlastne o prípad náhodného vyberania bez opakovania rozsahu N s jediným malým rozdielom, že posledná jednotka zo základného súboru je vybraná nenáhodne. Pravdepodobnosť zahrnutia jednotky i v takomto výbere sa rovná jednej, rovnako ako jej základná výberová váha. Pravdepodobnosť že jednotka i je vybraná a odpovedá sa redukuje na pravdepodobnosť, že jednotka i odpovedá, pretože sú vybrané všetky jednotky základného súboru.

V článku je navrhnutá modifikácia poststratifikácie, ktorá využíva váhy upravené vzhľadom na neodpovedanie. V príklade sa odhaduje podiel všetkých učiteľov univerzity, ktorí preferujú v zabezpečení stravovania stravné lístky. Tento podiel sme odhadli pomocou uvedenej modifikovanej metódy a na porovnanie aj „tradične“, pomocou výberového podielu. Rozdiel medzi hodnotami odhadov je značný.

V príklade sa uvažuje o dvoch poststratifikačných premenných. Často môže byť k dispozícii viac potenciálnych poststratifikačných premenných. To umožňuje uvažovať o viacerých skupinách poststratifikačných premenných. Poststratifikačné premenné by mali byť čo najviac korelované so sklonom k odpovedaniu. Zdá sa, že vhodným nástrojom na meranie sily vzťahu medzi sklonom k odpovedaniu a poststratifikačnými premennými je korelačný pomer.

RESUME

A high nonresponse rate can significantly degrade the quality and meaningfulness of questionnaire survey results. The bias given by nonresponse in a sample survey can be reduced, for example, by reducing the proportion of units that would not respond if they were selected into the sample. This indicates the great importance of preventive measures to reduce this proportion.

Many studies have been conducted addressing the problem of nonresponse in a sample survey. They are mostly aimed at minimizing the negative impact of nonresponse on the accuracy of point estimates. In probability sampling within any sampling design, the inclusion probability of each unit in the population is known. Base sample weights are defined as inverse values of inclusion probabilities. Final sampling weights can be obtained by adjusting the base weights to compensate for nonresponse and non-coverage. The response propensity is estimated for each unit in the sample based on additional information that is known for all units in the sample. The final weight for a respondent is then the reciprocal of the product of probability that the unit will be included in the sample and the estimated response propensity. We assume MAR data.

In poststratification, the response propensity for each unit in the poststratum is estimated using a weighted response rate. The nonresponse adjustment factor is then the reciprocal of the weighted response ratio. When the poststratum contains more non-responding than responding units, or the number of units in the poststratum is less

than 20, the variance of the estimates increases and the weights are not stable. Then the collapsing of neighboring poststrata is recommended. Using the final sample weights, the characteristics of the finite population can be estimated.

Sometimes the conduct of the census is advisable. The census of the finite population of size N is actually the random sampling without the replacement of size N with only a small difference, that the last unit is selected non-randomly from the population. The inclusion probability of unit i in such sample is equal to one, equally as its base sampling weight. The probability that unit i is selected and responds is reduced to the probability that unit i responds because all units from the population are selected.

A modification of poststratification using weights, adjusted for nonresponse is proposed in the paper. The example estimates the proportion of all university teachers who prefer meal vouchers in meal provision. This proportion was estimated using the proposed modified method and, for a comparison, also "traditionally", using a sample proportion. There is a considerable difference between the values of the estimates.

The example considers two poststratification variables. Often, more potential poststratification variables may be available. This enables consideration of several groups of poststratification variables. These variables should be correlated as much as possible with the response propensity. A correlation ratio seems to be a suitable tool for measuring the strength of relationship between the response propensity and poststratification variables.

PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS

Prof. Ing. Milan Terek, PhD., od roku 2018 pracuje ako profesor na Vysokej škole manažmentu v Bratislave. Vede kurzy Úvod do štatistiky, Štatistika, Matematika pre manažérov II, Kvantitatívne metódy pre manažérov a Kvantitatívne metódy vo výskume v oblasti podnikového manažmentu. V rokoch 1977–2018 pracoval na Ekonomickej univerzite v Bratislave. Viedol kurzy Štatistika, Štatistické riadenie kvality, Analýza rozhodovania, Hĺbková analýza dát, Výberové skúmanie, Lineárne programovanie, Nelineárne programovanie, Operačný výskum a Systémové modelovanie. Vo výskume sa zameriava na aplikácie štatistických metód v ekonómii a manažmente. Je autorom alebo spoluautorom 6 monografií, 10 vysokoškolských učebníc, 17 skrípt, 72 článkov vo vedeckých a odborných časopisoch a 115 príspevkov na vedeckých konferenciách, publikovaných v zborníkoch.

KONTAKT

mterek@vsm.sk

Informácia/Information

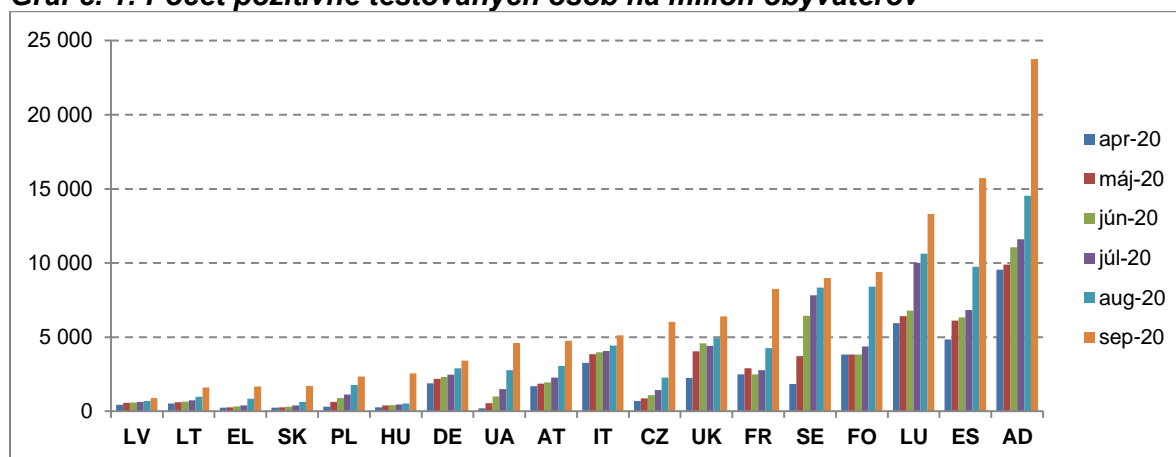
KORONAVÍRUS NA SLOVENSKU A V EURÓPE**CORONAVIRUS IN SLOVAKIA AND IN EUROPE**

Koronavírus sa v priebehu roka 2020 stal fenoménom, ktorý vytvára síce nechcený, ale široký priestor aj pre analytikov. Určite v každej krajine sa pri tejto pandémie v prvom rade sledujú také ukazovatele, ktoré poskytujú informácie o aktuálnych rizikách a o možnostiach ich operatívneho riešenia. Z dôvodu získania komplexnej relevantnej informácie o situácii s koronavírusom v krajine sú však dôležité aj rôzne medzinárodné porovnávania.

V našej stručnej informácii sa pokúsime priblížiť, ako sa javí vývoj koronavírusu na Slovensku v kontexte vybraných európskych krajín. Zaujímajú nás predovšetkým naši susedia, ale aj niektoré krajiny, v ktorých bola situácia okolo pandémie veľmi pozorne sledovaná a komunikovaná.

Porovnanie medzi krajinami zrealizujeme pomocou viacerých ukazovateľov, ako je počet pozitívne testovaných osôb na milión obyvateľov, podiel pozitívne testovaných osôb na celkovom počte testovaných a počet testov na milión obyvateľov. Údaje na porovnanie čerpáme z bežne dostupných zdrojov a predstavujú hodnoty z konca posledného týždňa v jednotlivých mesiacoch.

Graf č. 1: Počet pozitívne testovaných osôb na milión obyvateľov



Zdroj údajov: <https://www.worldometers.info/coronavirus/>

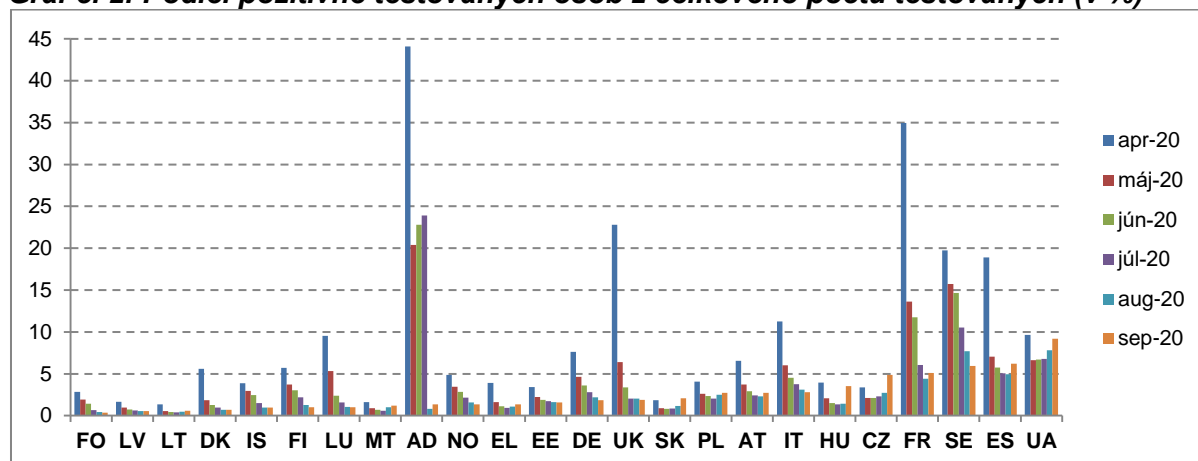
Poznámka: Skratky názvov štátov v použitých grafoch sú prevzaté z Medziinštitucionálnej príručky úpravy dokumentov na <https://publications.europa.eu/code/sk/sk-5000500.htm>.

Z grafu č. 1 možno vidieť, že Slovensko bolo na základe toho ukazovateľa od začiatku sledovania až do augusta 2020 jednoznačne najlepšou európskou krajinou. V auguste nás predbehlo Maďarsko a v septembri tri iné krajiny. V septembri sa vo viacerých krajinách začal výraznejšie zvyšovať počet pozitívne testovaných osôb na milión obyvateľov. Na Slovensku sa tento počet od konca augusta do konca septembra zvýšil takmer trojnásobne (zo 627 na 1711 osôb). Naši susedia mali na konci septembra 2020 v porovnaní s nami dvoj- až trojnásobne vyššie počty pozitívne testovaných osôb na milión obyvateľov. Výrazný nárast počtu pozitívne testovaných

osôb na milión obyvateľov na konci septembra zaznamenali v Českej republike, Francúzsku, Luxembursku, Španielsku a v Andorre.

Tento ukazovateľ je pravdepodobne výrazne skreslený intenzitou testovania v jednotlivých krajinách, lebo práve v Andorre, Luxembursku a na Faerských ostrovoch prekročil počet testov na milión obyvateľov už v auguste 2020 hodnotu tisíc. Na Faerských ostrovoch to bolo na konci septembra až vyše dvetisícšesťsto testov na milión obyvateľov, v Andorre takmer 1800 a v Luxembursku 1300 testov na milión obyvateľov. Tieto krajiny pravdepodobne testujú oveľa plošnejšie ako v ostatných európskych krajinách, kde sú testovacie kapacity zamerané podobne ako na Slovensku¹ hlavne na potenciálne rizikovejšie osoby a skupiny. Z uvedených dôvodov je podľa nás ukazovateľ počet pozitívnych testov, ale aj jeho obmena počet pozitívnych testov na milión obyvateľov pomerne zavádzajúci. Rizikovejšie pandémie koronavírusu v jednotlivých krajinách je preto vhodnejšie merať pomocou pomeru počet pozitívne testovaných osôb k celkovému počtu testovaných. Jeho vyjadrenie v percentách vlastne predstavuje mieru infikovaných koronavírusom.

Graf č. 2: Podiel pozitívne testovaných osôb z celkového počtu testovaných (v %)



Zdroj údajov: <https://www.worldometers.info/coronavirus/> a vlastné prepočty

Na konci apríla 2020 bola na Slovensku miera infikovaných (pomer kumulovaného počtu pozitívne testovaných k celkovému kumulovanému počtu testovaných na koronavírus v percentách) 1,9 % a pred nami boli s nižšou mierou infikovaných len Litva, Lotyšsko a Malta. V susedných krajinách sa pohybovala hodnota toho ukazovateľa od 3,4 % v Českej republike po 9,6 % na Ukrajine.

Miera infikovaných sa na Slovensku v máji a v júni mierne znižovala a na konci júna 2020 dosiahla 0,8 %. V júli sa začala mierne zvyšovať (0,9 %), v auguste vzrástla na 1,2 % a v septembri na 2,1 %. Podobný, ale hlavne v septembri agresívnejší vývoj miery infikovaných bol aj v Českej republike (od 3,4 % v apríli cez 2,1 % v júni, 2,7 % v auguste po 4,9 % v septembri) a na výrazne vyšších hodnotách na Ukrajine (od 9,6 % v apríli cez 6,7 % v júni, 7,8 % v auguste po 9,2 % v septembri). V Maďarsku a Poľsku sa miera infikovaných postupne znižovala až do konca júla 2020 a až v auguste sa začala opäť zvyšovať a rástla aj v septembri (na 3,5 %, resp. na 2,7 %).

¹ Na Slovensku sa napr. zvýšený počet pozitívne testovaných v posledných letných týždňoch vysvetľuje tým, že je výsledkom hlavne aktívneho a dôsledného vyhľadávania kontaktov v lokalizovaných ohniskách nákazy a ich nárazového testovania na nový koronavírus.

Jedine v Rakúsku sa hodnota daného ukazovateľa znížila aj v auguste (na 2,3 %), ale aj tam začala v septembri opäť rásť (na 2,7 %).

Ešte na konci augusta 2020 bolo Slovensko podľa miery infikovaných osôb koronavírusom medzi premiantmi v prvej desiatke, ale počas leta a v priebehu septembra sa pred nás postupne dostali viaceré krajiny a odsunuli nás až na pätnáste miesto za Nemecko a Veľkú Britániu. Vo všetkých krajinách umiestnených pred Slovenskom sa masívnejšie testuje. Najvýraznejší nárast testov zaznamenali Andorra a Faerské ostrovy, kde sa zvýšil počet testov na milión obyvateľov z niekoľkých desiatok na konci apríla (22, resp. 135) až na vyše 2600, resp. 1800 na konci septembra 2020.

Na Slovensku pripadali na konci septembra 2020 celkovo zhruba 2 pozitívne testované osoby na 100 testovaných (na konci augusta ešte len zhruba jedna osoba). Vo väčšine susedných krajín sa začala miera infikovaných v septembri v porovnaní s augustom 2020 tiež zhoršovať. Miernejšie v Rakúsku a Poľsku (z 2,2 %, resp. 2,5 % na 2,7 %), výraznejšie v Maďarsku (z 1,4 %, na 3,5 %) a v Českej republike miera infikovaných osôb dosiahla na konci septembra doterajšie maximum 4,9 % (pred mesiacom to bolo 2,7 % a na konci apríla 3,4 %). Na Ukrajine bola koncom septembra miera infikovaných až 9,2 %, čo je už takmer na úrovni maxima 9,6 % z konca apríla 2020. Horšie na tom boli koncom septembra už len v Bosne a Hercegovine (pozitívny takmer každý dvanásty testovaný) a v Albánsku (pozitívny každý sedemnásty testovaný).

Intenzívnejšie testovanie má ešte aj v septembri 2020 za následok pokles podielu pozitívne testovaných osôb z celkového počtu testovaných vo väčšine európskych krajín. Koncom apríla sa variačné rozpätie tohto ukazovateľa v Európe pohybovalo od 1,4 % na Malte po 44,1 % v Andorre, kým na konci septembra 2020 od 0,4 % na Faerských ostrovoch po 16,5 % v Albánsku. Značne turbulentným vývojom prešli podľa tohto ukazovateľa hlavne Andorra, Francúzsko, ale aj Veľká Británia, kde dosahovala miera infikovaných osôb na konci apríla najvýraznejšie hodnoty v celej Európe (zhruba 44 % v Andorre, takmer 35 % vo Francúzsku a zhruba 23 % vo Veľkej Británii). Na konci septembra už v Andorre pripadala na 100 celkovo testovaných len jedna pozitívna osoba, vo Veľkej Británii necelé dve pozitívne osoby a vo Francúzsku 5 pozitívnych osôb.

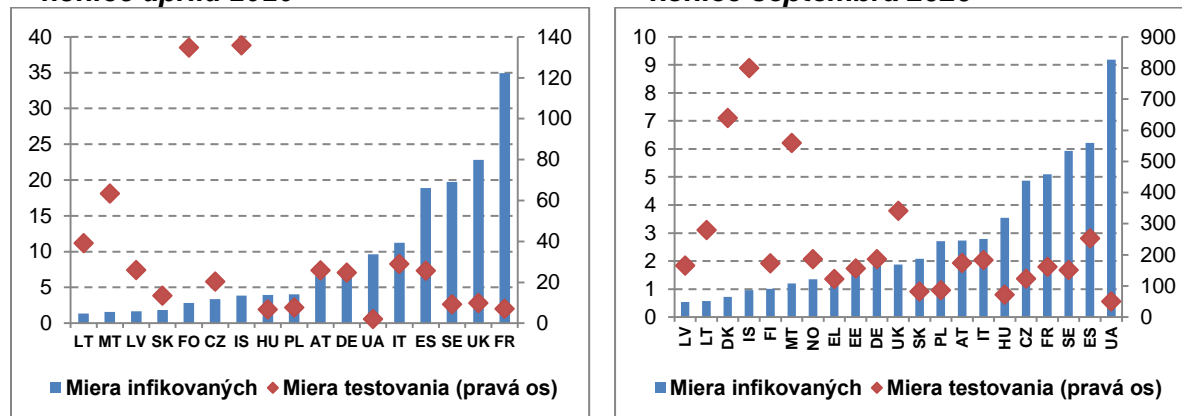
Fakty potvrdzujú, že intenzita testovania je určite dôležitým faktorom k lepšiemu zvládaniu pandemickej situácie s koronavírusom. Túto myšlienku sa pokúsime demonštrovať súčasným porovnaním miery infikovaných a miery testovania vo vybraných európskych krajinách na konci apríla a na konci septembra 2020.²

Z grafov č. 3 a 4 vyplýva, že tak na konci apríla, ako aj na konci septembra 2020 mali nižšiu mieru infikovaných ako Slovensko predovšetkým také krajiny, v ktorých sa viac testovalo. V apríli sa najmasovejšie testovalo na Islande a na Faerských ostrovoch, kde pripadalo na milión obyvateľov okolo 135 testov na koronavírus. Do konca septembra sa na Islande počet testov na koronavírus zvýšil takmer šesťnásobne, kým na Faerských ostrovoch až takmer devätnásťnásobne. Až

² Z technických dôvodov nie sú do grafu č. 4 zaradené Andorra, Faerské ostrovy a Luxembursko, kde bol na konci septembra realizovaný počet testov na milión obyvateľov výrazne nad 1000, resp. nad 2000. Sú tam ale navyše ďalšie krajiny s nižšou mierou infikovaných osôb ako na Slovensku.

82-násobne sa zvýšil počet testov na milión obyvateľov v Andorre (z 22 na konci apríla 2020 až na takmer 1800 na konci septembra 2020). Dvojciferné nárasty testov na milión obyvateľov v auguste oproti aprílu boli zaznamenané aj vo Veľkej Británii, Luxembursku, Grécku, Francúzsku i Švédsku.

Grafy č. 3 a 4: Miera infikovaných (v %) a miera testovania (počet testov na mil. obyv.) - koniec apríla 2020



Zdroj údajov: <https://www.worldometers.info/coronavirus/> a vlastné prepočty

Na Slovensku sa v apríli 2020 realizovalo okolo 14 testov na koronavírus na milión obyvateľov a na konci septembra 2020 už 82 testov na milión obyvateľov. Z okolitých krajín sa na konci septembra testovalo intenzívnejšie ako na Slovensku v Rakúsku, Českej republike a v Poľsku. Trochu horšie boli na tom v Maďarsku a takmer najhoršie z európskych krajín bola na tom v testovaní aj na konci septembra Ukrajina (s 50 testami na milión obyvateľov len tesne pred Albánskom).

Intenzívne testovanie sa veľmi pozitívne prejavilo pri zvládaní pandémie koronavírusu predovšetkým v Andorre, vo Veľkej Británii, ale aj vo Francúzsku. Naopak, Švédsko aj napriek takmer šestnásťnásobnému zvýšeniu testovania patrilo na konci septembra stále ku krajinám s najvyššou mierou infikovaných osôb v Európe.

Špeciálne sa ešte zmienime o vývoji koronavírusu v Chorvátsku, ktoré patrí k frekventovanej letnej dovolenkovej destinácii aj Slovákov. Po relatívne rapídnom znížení miery infikovaných osôb zo 6,4 % v apríli 2020 na 3,4 % v máji 2020, sa v nasledujúcich letných mesiacoch situácia začala postupne zhoršovať a pomerne dynamicky sa približovala k úrovni na začiatku pandémie. Koncom augusta 2020 dosiahla miera infikovaných 6,1 %, ale na konci septembra sa znížila na 5,5 %. Miera testovania mala v Chorvátsku tiež rastúci trend. Počet testov na milión obyvateľov sa zvýšil z aprílových 7 testov na augustových 41 a septembrových 72.

Aj pri medzinárodnom porovnávaní vývoja koronavírusu sa potvrdzuje, že nie je vhodné používať absolútne počty pozitívne testovaných osôb, ale že je korektnejšie pri porovnávaní vychádzať z pomerového ukazovateľa, a to podielu počtu pozitívne testovaných osôb k celkovému počtu testovaných na koronavírus.

Ing. Mikuláš CĀR, PhD.

Autor je dôchodca, bývalý ekonomický analytik s bohatou publikačnou činnosťou.

Názor/Opinion

SLEDOVAŤ KÍZAVÝ MEDIÁN POČTU POZITÍVNE TESTOVANÝCH OSÔB NA KORONAVÍRUS JE NEKOREKTNÉ

MONITORING A MOVING MEDIAN OF THE NUMBER OF PERSONS TESTED POSITIVE FOR CORONAVIRUS IS INCORRECT

V súvislosti s hodnotením vývoja počtu pozitívne testovaných ľudí na koronavírus a pri stanovení pravidiel prechodu medzi jednotlivými fázami uvoľňovania ekonomiky je na Slovensku okrem iných ukazovateľov (stále aj k 18. septembru 2020) používaný aj tzv. kĺzavý medián z denného počtu nových nakazených za uplynulých sedem dní¹. Použiť túto deskriptívnu štatistickú charakteristiku na daný účel v prípade, keď sa počet testovaných osôb denne mení a je veľmi variabilný, považujeme za sporné z odbornej aj vecnej stránky. Logiku aj vecné opodstatnenie použiť kĺzavý medián na daný účel by malo len v prípade, ak by sa denne realizoval zhruba rovnaký celkový počet testov na koronavírus, ako aj vtedy, keď by pozitívny výsledok testu aj automaticky znamenal, že testovaná osoba je chorá v zmysle prejavovaných príznakov. Najmä počas „druhej vlny“ pandémie koronavírusu sa veľmi často potvrdzuje, že výskyt covidu-19 u mnohých ľudí je asymptomatický.

Podľa kĺzavého sedemdnňového mediánu počtu pozitívne testovaných na koronavírus sa Slovensko nachádzalo „v prvej vlne“ v najkritickejšej situácii v polovici apríla 2020, čo nezodpovedá realite. Výraznejšie sa zvyšujúce počty pozitívne testovaných na koronavírus v prvých dvoch dekádach apríla boli značne relativizované rastúcimi počtami celkovo testovaných osôb.

Reálnejší pohľad na vývoj rizika pandémie koronavírusu na Slovensku poskytuje vývoj podielu pozitívne testovaných na celkovom počte testovaných osôb. Podľa tohto prístupu bolo na Slovensku najväčšie riziko v rámci „prvej vlny“ pandémie koronavírusu zaznamenané v marci 2020, keď podiel pozitívne testovaných na celkovom počte testovaných osôb dosahoval takmer 10 %. Vyššie hodnoty tohto ukazovateľa sa odvtedy zaznamenali iba trikrát (jeden deň v júni a dva dni v auguste 2020) a teraz v prvej polovici septembra 2020 bolo pozitívne testovaných denne medzi 2,2 % až 4,4 % osôb, hoci sa prejavujú tendencie mierneho rastu. Miera rizika koronavírusu na úrovni 5 % je rovnaká pri zhruba 300 pozitívne testovaných osôb z celkovo 6-tisíc testovaných ako pri zhruba 100 pozitívne testovaných osôb z celkovo 2-tisíc testovaných.

Napriek tomu, že podiel pozitívne testovaných osôb na celkovom dennom počte testovaných osôb je zjavne vhodnejším ukazovateľom než samotný počet testovaných osôb, sotva ide o dostatočne preukazný ukazovateľ. Zdrojom variability vo výsledných hodnotách je aj spôsob realizácie testov, resp. spôsob výberu testovaných jedincov. Hodnoty ukazovateľa (či už podielu pozitívne testovaných alebo ich počtu) kriticky závisia od toho, či sa uplatňujú kritériá zámerného cielenia, alebo dominuje náhodnosť v testovaní jedincov. Z dostupných informácií je známe, že niektoré testy sa vykonávajú pri odôvodnenom podozrení na šírenie koronavírusu v prostredí pozitívne testovanej osoby (bez ohľadu na jej príznaky), zatiaľ čo niektoré testy sa vykonávajú

¹ <https://korona.gov.sk/ako-sa-budu-uvolnovat-opatrenia-uvodne-informacie/#klzavy-median> [online] [cit. 18. 9. 2020].

na základe vlastného záujmu testovanej osoby. Z uvedeného vyplýva, že nielen počet pozitívne testovaných osôb, ale aj počet vykonaných testov na koronavírus nemusí byť dostatočne výpovedný pri hodnotení rizika, ktoré koronavírus potenciálne má pri takejto variabilite v populácii.

Vzhľadom na existujúce poznatky o podmienkach a vývoji testovania na koronavírus i vzhľadom na prvé hodnoty kľzavého mediánu boli hranice uvoľňovania slovenskej ekonomiky nastavené v druhej polovici apríla 2020 skôr intuitívne ako vedecky. Použitá metodika kľzavého mediánu je v danej situácii z nášho pohľadu veľmi diskutabilná, nie je vôbec odborne vyargumentovaná a vecne i odborne je neakceptovateľná. Vypovedacia schopnosť kľzavého mediánu počtu pozitívne testovaných osôb na koronavírus je pochybná. Nejde pritom len o voľbu vstupného ukazovateľa (počtu pozitívne testovaných osôb), ale aj výber deskriptívnej štatistickej miery. Medián je síce rezistentnou alternatívou k aritmetickému priemeru, ale v prípade aplikácie na sedem hodnôt za uplynulý týždeň je jeho význam skôr emblematický než reálny. Navyše tento prístup nie je použiteľný ani v medzinárodných porovnaníach.

Zámerom vyjadrenia tohto názoru je brániť stavovskú česť štatistiky a upozorniť na nekritické a nedostatočne odborne zdôvodnené používanie analytických postupov a nástrojov pri hodnotení reálnej situácie. Platí to aj o korektnom používaní mediánu ako analytického nástroja v ľubovoľnej spoločenskej oblasti. Akýkoľvek poznatok, záver či opatrenie vyznejú dôveryhodnejšie, ak sú získané na základe nie deklarovaneého, ale skutočného vedeckého prístupu. Toto treba mať na zreteli aj pri hodnotení aktuálneho rizika pandémie koronavírusu a pri prijímaní potrebných opatrení.

Viac argumentov k danej problematike získaných na základe reálnych údajov je k dispozícii v publikovanom príspevku pod názvom Medián? Priemer? Alebo korektná analýza problému? Autorom je Mikuláš Cár a článok sa nachádza v treťom čísle odborného časopisu Slovenská štatistika a demografia, v časti názory, ktoré vyšlo 15. júla 2020.

Doc. Ing. Iveta STANKOVIČOVÁ, PhD., doc. Mgr. Ing. Martin BOĎA, PhD.
za výbor Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti

PRIPRAVUJEME/COMING SOON

Vladimíra ŽELONKOVÁ, Emanuel ORBAN
INTERNETOVÁ BEZPEČNOSŤ V SLOVENSKÝCH DOMÁCNOSTIACH
INTERNET SECURITY IN SLOVAK HOUSEHOLDS

* * *

ONLINE VERZIA ČÍSLA 4/2020 SLOVENSKEJ ŠTATISTIKY A DEMOGRAFIE JE VEREJNE DOSTUPNÁ na internetovej stránke *ssad.statistics.sk* od **15. OKTÓBRA 2020.**

THE ONLINE VERSION OF THE JOURNAL SLOVAK STATISTICS AND DEMOGRAPHY No 4 (2020) IS PUBLICLY BE AVAILABLE at the website *ssad.statistics.sk* from **OCTOBER 15, 2020.**

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 ssad.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 a elektronickej podobe na ssad.statistics.sk.

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 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 title.

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 ssad.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 and electronic form at the website ssad.statistics.sk.

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 a pod.) a demografie (demografická štatistika, teoreticko-metodologické východiská demografie, historická demografia a pod.), vrátane sčítania obyvateľov, domov a bytov ako neodmysliteľnej súčasti demografickej štatistiky.

Vydáva:

Štatistický úrad SR

Identifikačné číslo vydavateľa:

IČO 00166197

Vychádza:

Štyrikrát ročne

Dátum vydania:

15. október 2020

Tlač:

Reprografické stredisko
Štatistického úradu SR

Predplatné:

20 € (na rok)
5 € (za jeden výtlačok)

Objednávky prijíma:

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

SLOVAK STATISTICS AND DEMOGRAPHY

is the only scientific 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:

00166197

Published:

Four times a year

Date of issue

15th October 2020

Press:

Reprographic centre of the
Statistical Office of the SR

Subscription:

€20 (per year)
€5 (for one copy)

Orders are to be addressed to:

Information Service of the
Statistical Office of the SR
Tel.: +4212/502 36 339
+4212/502 36 335
E-mail: info@statistics.sk