

Štatistický úrad Slovenskej republiky
The Statistical Office of the Slovak Republic
Slovenská štatistická a demografická spoločnosť
The Slovak Statistical and Demographic Society

SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA a DEMOGRAFIA

SLOVAK STATISTICS
and DEMOGRAPHY

vedecký časopis/scientific journal

3/2024
ročník 34



ŠTATISTICKÝ
ÚRAD
SLOVENSKEJ
REPUBLIKY



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

SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA A DEMOGRAFIA

Recenzovaný vedecký časopis založený v roku 1991. Jednotlivé čísla časopisu zverejňujeme aj v elektronickej podobe na ssad.statistics.sk a na slovak.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

Institute of Statistics, University of Valparaíso
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. Individual copies of the journal are available to readers in electronic form at the websites ssad.statistics.sk and slovak.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

Boris Vaňo

INFOSTAT - Výskumné demografické centrum
INFOSTAT - Demographic Research Centre

Adresa redakcie/Address of Editorial Office

Slovenská štatistika a demografia
Štatistický úrad SR
Lamačská cesta 3/C, 840 05 Bratislava 45
Slovenská republika

E-mailová adresa/E-mail address

SSaD@statistics.sk

ssad.statistics.sk
www.statistics.sk

OBSAH/CONTENTS

I. VEDECKÉ ČLÁNKY/SCIENTIFIC ARTICLES

Andrej CHROMEČEK 3
BICYKEL A KOLOBEŽKA AKO PROSTRIEDKY DOCHÁDZKY DO ZAMESTNANIA
PODĽA SODB 2021
BICYCLE AND SCOOTER AS A MEANS OF COMMUTING TO WORK ACCORDING
TO THE 2021 POPULATION AND HOUSING CENSUS

Kristián ÓVÁRI 18
MEDZIGENERAČNÝ PRENOS NÁRODNOSTI A VÝBER ZÁKLADNEJ ŠKOLY
PODĽA VYUČOVACIEHO JAZYKA U OBYVATEĽOV MAĎARSKEJ NÁRODNOSTI
NA SLOVENSKU
INTERGENERATIONAL TRANSMISSION OF ETHNICITY AND THE LANGUAGE
CHOICE OF PRIMARY EDUCATION AMONG THE HUNGARIAN POPULATION
IN SLOVAKIA

Branislav ŠPROCHA 42
NIEKTORÉ ASPEKTY RODINNÉHO A REPRODUKČNÉHO SPRÁVANIA OSÔB
MARGINALIZOVANÝCH RÓMSKYCH KOMUNIT NA SLOVENSKU PODĽA
VÝSLEDKOV ZISŤOVANIA EU-SILC MRK 2020
SOME ASPECTS OF FAMILY AND REPRODUCTIVE BEHAVIOR OF PERSONS
FROM MARGINALIZED ROMA COMMUNITIES IN SLOVAKIA ACCORDING TO THE
RESULTS OF THE EU-SILC MRK 2020 SURVEY

Daniel ČULÁK, Erik ŠOLTÉS 62
PREDIKCIA ZÁNIKU PODNIKOV NA SLOVENSKU ZALOŽENÁ NA LOGISTICKEJ
REGRESII A ASOCIOVANÝCH MARGINÁLNYCH STREDNÝCH HODNOTÁCH
PREDICTION OF ENTERPRISE DEATHS IN SLOVAKIA BASED ON LOGISTIC
REGRESSION AND ASSOCIATED MARGINAL MEANS

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

Milan TEREK 82
VÝBEROVÉ SKÚMANIE NA BÁZE NENÁHODNÝCH VÝBEROV
SAMPLE SURVEY BASED ON NONPROBABILITY SAMPLES
Informatívny článok/Informative article

Iveta STANKOVIČOVÁ 101
POHĽADY NA EKONOMIKU SLOVENSKA 2024 – PES 2024
VIEWS ON THE SLOVAK ECONOMY 2024 - PES 2024
Informácia/Information

Peter KNÍŽAT, Peter PEŤKO	103
19. IAOS-ISI MEXIKO 2024 KONFERENCIA: ZLEPŠENIE ROZHODOVANIA PRE VŠETKÝCH 19TH IAOS-ISI MEXICO 2024 CONFERENCE: IMPROVING DECISION-MAKING FOR ALL Informácia/Information	
Lucia VANIŠOVÁ, Patrícia GUROVÁ, Veronika KRIŠKOVÁ, Martin KOČIŠ	106
53. KONFERENCIA ČESKEJ DEMOGRAFICKEJ SPOLOČNOSTI 53RD CONFERENCE OF THE CZECH DEMOGRAPHIC SOCIETY Informácia/Information	
Helena GLASER-OPITZOVÁ, Ľudmila IVANČÍKOVÁ, Albert IVANČÍK, Petra MAZUREKOVÁ, Ivan MONCOL, Peter KNÍŽAT	108
11. EURÓPSKA KONFERENCIA O KVALITE V OFICIÁLNYCH ŠTATISTIKÁCH 11TH EUROPEAN CONFERENCE ON QUALITY IN OFFICIAL STATISTICS Informácia/Information	
III.PRIPRAVUJEME/COMING SOON	110

Andrej CHROMEČEK
Štatistický úrad Slovenskej republiky

BICYKEL A KOLOBEŽKA AKO PROSTRIEDKY DOCHÁDZKY DO ZAMESTNANIA PODĽA SODB 2021

BICYCLE AND SCOOTER AS A MEANS OF COMMUTING TO WORK ACCORDING TO THE 2021 POPULATION AND HOUSING CENSUS

ABSTRAKT

Dochádzka do zamestnania je jedným zo základných druhov priestorového pohybu obyvateľstva. Cieľom príspevku je poukázať na špecifické charakteristiky osôb využívajúcich na tento účel bicykel alebo kolobežku podľa zistení zo sčítania obyvateľov, domov a bytov 2021. Ťažiskom štúdie je pri tom zhodnotenie priestorovej distribúcie cyklistiky a kolobežkovania na úrovni okresov Slovenska a osobitná pozornosť je venovaná prekonávanej vzdialenosti pomocou týchto dopravných prostriedkov.

ABSTRACT

Commuting to work is one of the basic types of spatial movement of the population. The goal of the contribution is to show the specific characteristics of persons using bicycle or scooter for this purpose according to the 2021 Population and Housing Census results. The focal point of the study is the evaluation of the spatial distribution of cycling and scootering on the level of districts of Slovakia with particular attention given to the distance covered by the use of these means of transport.

KLÚČOVÉ SLOVÁ

bicykel, kolobežka, cyklistika, dochádzka do zamestnania, dochádzajúci, Slovensko

KEY WORDS

bicycle, scooter, cycling, commuting to work, commuter, Slovakia

1. ÚVOD

V súčasnosti, keď naša planéta čelí rastúcim environmentálnym a dopravným výzvam, stáva sa dôležitejším ako kedykoľvek predtým premýšľať o alternatívnych a udržateľných spôsoboch dopravy. Jedným z najefektívnejších a ekologicky prijateľných spôsobov, ako sa dostať do práce a zároveň prispieť k ochrane životného prostredia, môže byť využívanie bicykla alebo kolobežky. Tieto dva prostriedky využitia jednoduchej ľudskej sily premenenej na kinetickú energiu sa stávajú čoraz populárnejšími najmä v mestách, pričom mnohí ľudia si ich vyberajú ako svoj hlavný spôsob dopravy. Výhodou bicykla/kolobežky je aj to, že v mnohých prípadoch je možné vykonať týmto prostriedkom priamo celú vzdialenosť od vchodových dverí miesta bydliska až po cyklostojan pred budovou miesta výkonu pracovnej činnosti. Preferencia bicykla alebo kolobežky je spôsobená aj relatívne nízkou finančnou náročnosťou. Okrem vstupnej investície do dopravného prostriedku a výstroje sú ďalšie finančné náklady na servis spravidla nízke v porovnaní s inými druhmi prepravy. Napriek mnohým nesporným výhodám má tento spôsob dopravy aj svoje obmedzenia. Dôležitou limitáciou možnosti využívať tento spôsob dopravy je dĺžka trasy medzi bydliskom a miestom výkonu práce. Okrem toho treba prihliadať na prevýšenie trasy

a kvalitu terénu. Významný vplyv má aj počasie keďže dážď, sneh, extrémne horúčavy alebo silný vietor spôsobujú značný diskomfort pri takomto spôsobe prepravy. Na rozšírenie týchto dopravných prostriedkov vplyva aj prítomnosť využiteľnej bezpečnej infraštruktúry, ako sú segregované cyklotrasy. Pre časť obyvateľov je tento spôsob dopravy nedostupný pre nedostatočnú fyzickú zdatnosť alebo ich zdravotný stav.

2. TEORETICKÉ VÝCHODISKÁ

Aj vďaka tomu, že dochádzka do zamestnania je široko rozšíreným celospoločenským fenoménom, ktorý sa týka takmer každej pracujúcej osoby (s výnimkou osôb pracujúcich z domu), je táto téma v tuzemskej odbornej literatúre doširoka rozpracovaná. Keďže dochádzka do zamestnania je zo svojej podstaty priestorovým javom, venujú sa jej štúdiu prirodzene primárne geografi. Veľká pozornosť býva tradične venovaná medzicenzálnym zmenám v intenzite a priestorovej distribúcii dochádzky [8, 9, 10, 13]. Široko pertraktovanou témou sú aj centrá dochádzky do zamestnania [7, 14]. Dochádzka do zamestnania slúži aj ako jedno z hlavných kritérií pri vyčleňovaní územne priestorových entít – funkčných mestských regiónov [1, 2]. Ďalšími témami dávanými do súvislosti s pracovnou dochádzkou sú napríklad chudoba [11] či náklady na dopravu [6]. Tento uvedený zoznam príspevkov samozrejme nie je ani zďaleka vyčerpávajúci a existuje dlhý rad ďalších autorov a ich prác súvisiacich s touto problematikou.

Napriek tomu sa konkrétnej problematike komplexného zhodnotenia spôsobu dopravy do zamestnania v slovenskej vedeckej obci doteraz nevenovala priveľká pozornosť. Analýza spôsobu dopravy (v kombinácii so štruktúrnymi charakteristikami dochádzajúcich, či priemernou prekonávanou vzdialenosťou) nebola doteraz ucelene spracovaná. Väčšina doteraz publikovaných výstupov sa spravidla obmedzila na kvantifikáciu dochádzky podľa toho, či dochádzajúca osoba prekračuje alebo neprekračuje hranicu územnej jednotky svojho pobytu (najčastejšie obec, okres, funkčný mestský región, prípadne štátna hranica). Jedným z hlavných dôvodov je zrejme to, že v predchádzajúcich sčítaniach nebolo miesto pobytu a miesto výkonu zamestnania lokalizované až na úroveň adresných bodov určených geografickými súradnicami. Údaje zo Sčítania obyvateľov, domov a bytov 2021 (SODB 2021) sú vďaka dostupnosti presnej geografickej lokalizácie priestorových pohybov dochádzky jednoducho spracovateľné, čo vytvára kvalitné podklady pre možnosti následnej analýzy. Tento potenciál využíva až práca [5], ktorá je výnimočná v tom, že komplexne spracúva priestorovú diferenciáciu denného dochádzania do zamestnania na Slovensku podrobne triedenú podľa jednotlivých spôsobov dopravy na základe údajov zo Sčítania obyvateľov, domov a bytov 2021. V uvedenej štúdii je venovaná pozornosť aj vekovej štruktúre osôb dochádzajúcich do zamestnania a ich priestorovej distribúcii na úrovni funkčných mestských regiónov.

3. METODIKA

Počas sčítaní obyvateľov sa pravidelne zisťuje aj spôsob dopravy do miesta zamestnania alebo do školy, definovaný ako údaj o prevažujúcom spôsobe dopravy, ktorý obyvateľ využíva počas najdlhšieho úseku cesty z miesta svojho súčasného pobytu (skutočné bydlisko v okamihu sčítania) do cieľového miesta zamestnania, prípadne štúdia. Obyvateľ si teda v sčítacom formulári (SODB 2021) mohol zvoliť iba jeden najviac preferovaný spôsob dopravy, a to aj v tom prípade, ak počas svojej cesty využíva kombináciu viacerých dopravných prostriedkov alebo kombináciu dopravného prostriedku s pešou chôdzou. V sčítacom formulári boli na výber tieto spôsoby

dopravy: osobný automobil, vlak, autobus okrem mestskej hromadnej dopravy, mestská hromadná doprava, pešo, bicykel/kolobežka a iný (bez možnosti ďalšieho špecifikovania). Bicykel spolu s kolobežkou boli teda už v sčítacom formulári zlúčené do spoločnej kategórie a preto nie je ani vo výsledku možné sumárne počty užívateľov týchto dvoch dopravných prostriedkov následne dezagregovať. Z tohto dôvodu k nim treba pristupovať ako k spoločnej nedeliteľnej skupine. Z dôvodu nepraktického používania dlhého názvu kategórie cyklisti a kolobežkári, sú títo v nasledujúcich kapitolách uvádzaní iba pod skratkou C/K. Z údajov sčítania obyvateľov rovnako nevieme určiť, koľké z týchto dopravných prostriedkov sú poháňané čisto manuálnym pohybom ľudskej sily a koľko z nich sú elektrické bicykle alebo elektrokolobežky. Spôsob dopravy do zamestnania alebo do školy sa zisťoval iba u obyvateľov s ekonomickou aktivitou: pracujúci, pracujúci dôchodca, študent vysokej školy, žiak strednej školy, žiak základnej školy alebo u obyvateľov s nezistenou ekonomickou aktivitou. Ťažisková časť tejto analýzy sa venuje primárne dochádzke na bicykli/kolobežke do miesta výkonu zamestnania (ekonomická aktivita pracujúci, pracujúci dôchodca), hoci pre úplnosť je okrajovo vyčíslená aj dochádzka do škôl, pričom pri žiadnej z týchto skupín dochádzajúcich sa neprihliadalo na periodicitu ich dochádzky. Samozrejme, mnohí obyvatelia využívajú bicykel alebo kolobežku aj ako spôsob voľnočasovej aktivity, ale tí nie sú predmetom analýzy. Zdrojom všetkých uvedených údajov v tejto práci je Sčítanie obyvateľov, domov a bytov 2021 a vzťahujú sa vždy k dátumu 1. 1. 2021. Primárnym poslaním tejto práce je podať komplexnú informáciu o cyklistike ako alternatívnom spôsobe prepravy do zamestnania. Okrem úvodnej charakteristiky cyklistov a kolobežkárov je ťažiskom práce analýza ich priestorového rozloženia v mierke okresov Slovenska, ako aj zameranie sa na prekonávané vzdialenosti pomocou týchto dopravných prostriedkov. Vzdialenosť pri tom bola zakaždým mera ako priama euklidovská vzdialenosť medzi adresnými bodmi miesta súčasného pobytu a miesta zamestnania. Je to vlastne najkratšia možná vzdušná vzdialenosť medzi týmito dvoma adresnými bodmi. Takéto meranie vzdialeností je síce maximálne zjednodušené oproti objektívnej realite, ale na druhej strane sa vďaka jednoduchosti konštrukcie tohoto ukazovateľa bežne používa pri výskume dochádzky, pozri napr. [3, 12]. Euklidovské vzdialenosti napriek všetkým svojim limitáciám (keďže nerešpektujú prírodné ani antropogénne bariéry) poskytujú kvalitnú bázu na vzájomné porovnanie, či už na komparáciu priemernej vzdialenosti dochádzky osôb na úrovni územných jednotiek ich pobytu (v tomto prípade okresy), alebo na rozčlenenie priemerných vzdialeností dochádzky podľa štruktúrnych charakteristík dochádzajúcich.

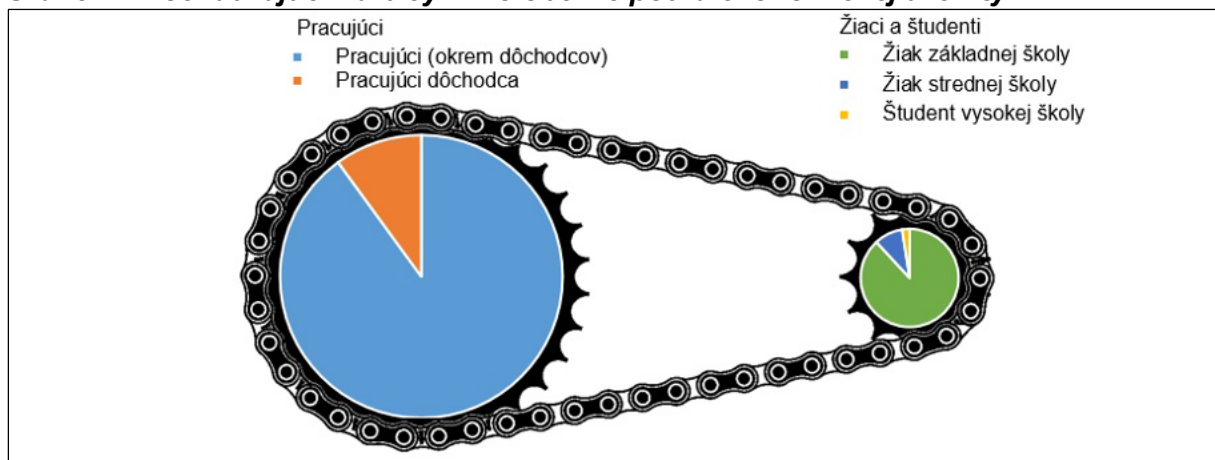
Primárnym cieľom tejto analýzy je na vybranej skupine dochádzajúcich (cyklistov a kolobežkárov) demonštrovať široké možnosti práce s dátami o dochádzke do zamestnania zozbieranými počas cenzu 2021. Podružným cieľom je prezentovať zistené skutočnosti inovatívnou formou vizualizácie dátových výstupov. Dôležitosť kreatívnej vizualizácie spočíva v tom, že dokáže zložité dáta zrozumiteľne a pútavo prezentovať, čím umožňuje lepšie pochopenie a interpretáciu výsledkov. Týmto spôsobom sa nielen posilňuje hodnota samotnej analýzy, ale aj podporuje šírenie vedomostí o téme dochádzky do zamestnania vo všeobecnosti.

4. POČTY CYKLISTOV A KOLOBEŽKÁROV NA SLOVENSKU

Pri sčítaní v roku 2021 sa prihlásilo k používaniu bicykla alebo kolobežky ako dopravného prostriedku na cestovanie do zamestnania alebo školy spolu 89 934 osôb. Spomedzi nich je 77 738 (86,4 %) osôb prepravujúcich sa do práce, 12 188 (13,6 %)

osôb dochádzajúcich do školy a pre 8 (0,01 %) C/K nevieme určiť ich ekonomickú aktivitu.

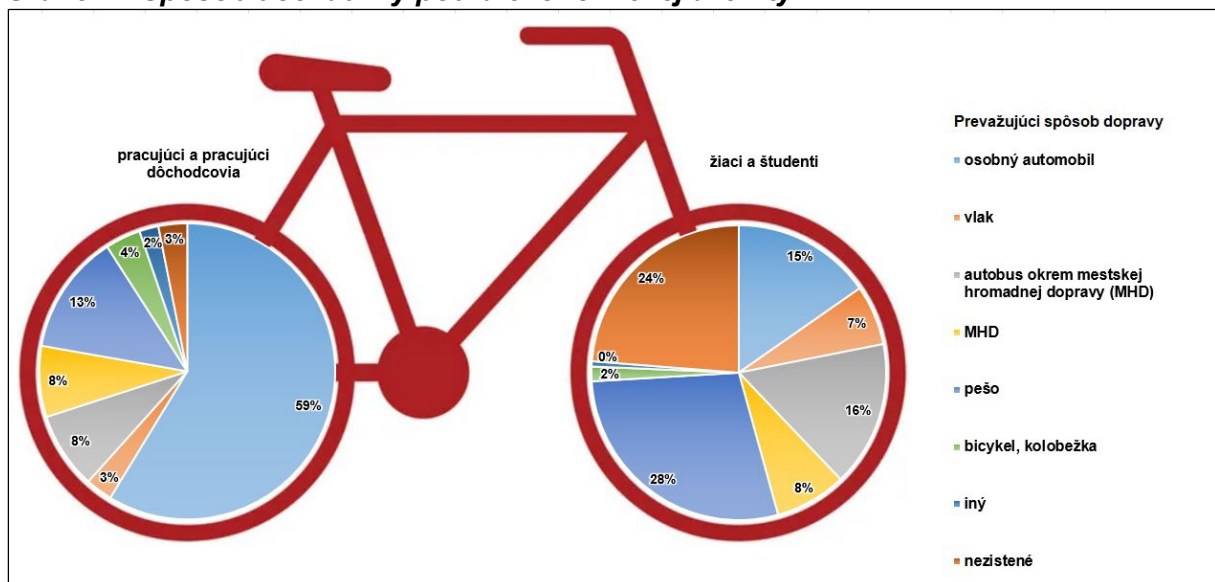
Graf č. 1: Dochádzajúci na bicykli/kolobežke podľa ekonomickej aktivity



Zdroj údajov: Štatistický úrad SR [15], vlastné spracovanie

Medzi žiakmi a študentami, ktorí používajú na dopravu do školy bicykel alebo kolobežku, vysoko prevažujú žiaci základných škôl (10 742; 88,1 %). Počty žiakov stredných škôl (1 147; 9,4 %) a vysokoškolských študentov (299; 2,5 %) nie sú vysoké. Takéto rozdelenie je očakávané, keďže sieť základných škôl je na rozdiel od stredných a vysokých škôl oveľa hustejšia, a preto dochádzkové vzdialenosti pre ich žiakov sú spravidla krátke. Spomedzi osôb využívajúcich na cestu do zamestnania bicykel alebo kolobežku je 69 942 (90,0 %) pracujúcich, ktorí nie sú dôchodcami a zvyšných 7 796 (10,0 %) sú pracujúci dôchodcovia (graf č. 1).

Graf č. 2: Spôsob dochádzky podľa ekonomickej aktivity



Zdroj údajov: Štatistický úrad SR [15], vlastné spracovanie

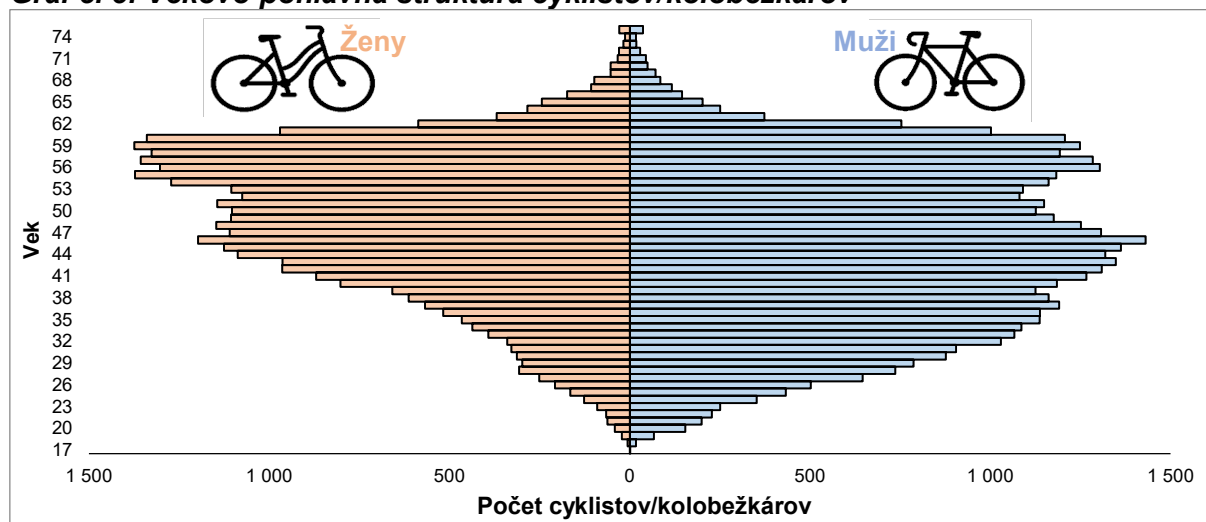
Intenzita využívania bicykla alebo kolobežky na Slovensku je pomerne marginálna v porovnaní s inými spôsobmi dochádzky. Spomedzi všetkých žiakov a študentov dochádzajúcich do škôl tvoria C/K iba 1,6 % podiel. O niečo viac tento spôsob dopravy preferujú pracujúci a pracujúci dôchodcovia. Bicykel alebo kolobežku ako prostriedok

na prekonanie vzdialenosti do miesta zamestnania využíva 3,9 % z nich, čo je približne každý 26. pracujúci alebo pracujúci dôchodca (graf č. 2). Celkový počet osôb využívajúcich pri preprave do miesta pracovnej činnosti bicykel alebo kolobežku je ešte vyšší, keďže nie je možné vyčíslieť koľko z nich ich používa iba na časť cesty v kombinácii s iným spôsobom prepravy, pričom ten si zvolili v sčítacom formulári ako primárny.

5. ZÁKLADNÉ CHARAKTERISTIKY CYKLISTOV A KOLOBEŽKÁROV DOCHÁDZAJÚCICH DO ZAMESTNANIA

Väčšinu spomedzi C/K tvoria muži s podielom 56,9 %. Priemerný vek C/K je 46,4 rokov. Výrazne vyšší priemerný vek je u žien (48,6 roka) ako u mužov (43,0 rokov). Z hľadiska pohlavno-vekovej štruktúry sú viditeľné rozdiely najmä vo vekovej kategórii zhora ohraničenej približne vekom do 40 rokov. Medzi takýmito mladými mužmi je cyklistika a kolobežkovanie oveľa populárnejšie ako u ich rovesníčok ženského pohlavia. Vo vyšších vekových kategóriách sa už pomer mužov a žien približne vyrovnáva (graf č. 3).

Graf č. 3: Vekovo-pohlavná štruktúra cyklistov/kolobežkárov

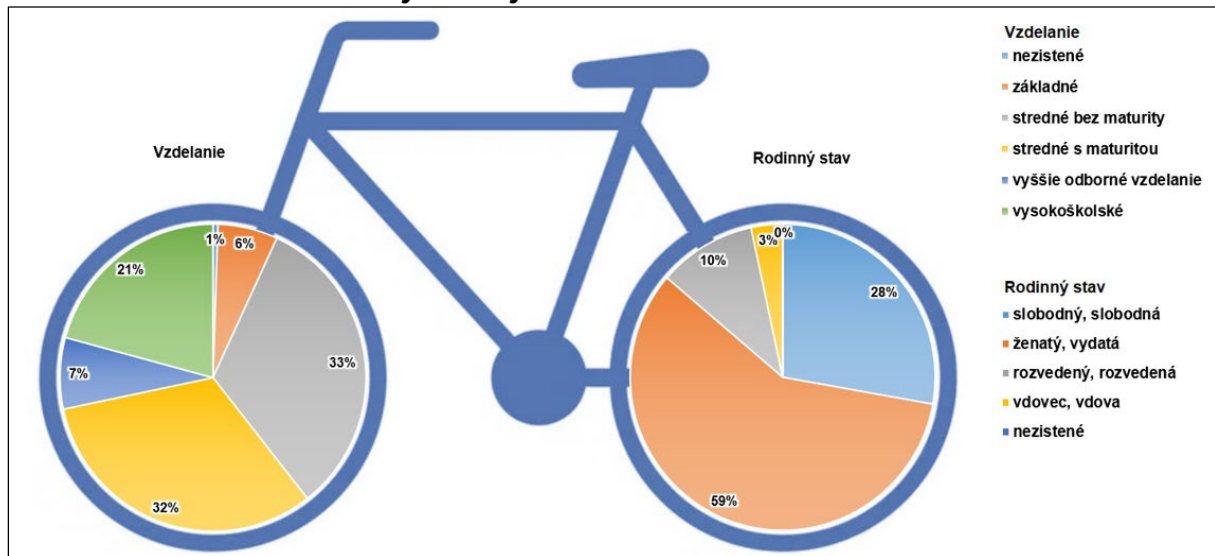


Zdroj údajov: Štatistický úrad SR [15], vlastné spracovanie

Rodinný stav C/K je primárne determinovaný ich vekovou štruktúrou. Medzi C/K dosahujú najvyšší podiel manželia (58,4 %), teda osoby s rodinným stavom ženatý/vydatá. Nasledujú osoby s rodinným stavom slobodný/slobodná 27,8 %, rozvedený/rozvedená 10,4 % a vdovec/vdova 3,3 % (graf č. 4).

Z pohľadu najvyššie dosiahnutého vzdelania majú medzi C/K takmer dvojtretinový podiel (64,8 %) stredoškólači. Z nich má takmer presná polovica ukončené stredoškólske vzdelanie bez maturity, zatiaľ čo druhá polovica ukončila stredoškólske vzdelanie maturitnou skúškou. Približne každý piaty C/K (20,8 %) má ukončené vysokoškólske vzdelanie. Vyššie odborné vzdelanie má absolvované 7,5 % C/K. Najnižší podiel (6,3 %) C/K má ukončené iba základné vzdelanie. Pre 0,5 % sa nezistil najvyšší stupeň dosiahnutého vzdelania (graf č. 4).

Graf č. 4: Vzdelanie a rodinný stav cyklistov/kolobežkárov



Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, [15], vlastné spracovanie

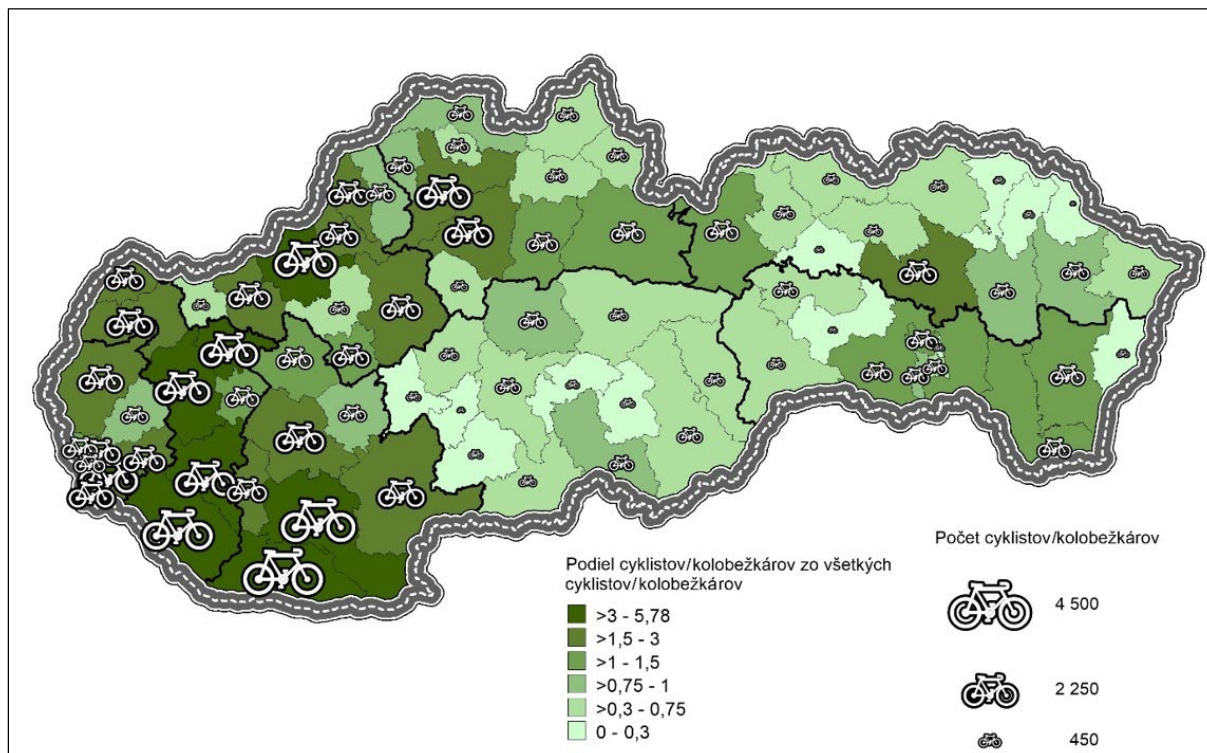
Rozdielnú intenzitu využívania bicykla alebo kolobežky môžeme sledovať aj v závislosti od zamestnania ich používateľa. Podiely sú vyrátané iba z osôb daného zamestnania, ktoré zároveň do práce dochádzajú. Zamestnania sú agregované na úrovni tried ISCO-08. Cyklistike alebo kolobežkovaniu najväčšmi holdujú obyvatelia dochádzajúci do práce zamestnaní ako pomocní pracovníci v poľnohospodárstve, lesníctve a rybárstve. Až 16,5 % z nich využíva na prepravu do práce práve kolobežku alebo bicykel. Do práce sa prepravuje na týchto dvojkolesových dopravných prostriedkoch aj 16,5 % kvalifikovaných pracovníkov v poľnohospodárstve, 12,3 % pouličných predavačov a 10,9 % pracovníkov pri likvidácii odpadu a ostatní nekvalifikovaní pracovníci. Tento spôsob prepravy je naopak zriedkavý pri profesiách zákonodarcovia, ústavní činitelia, vysokí štátni úradníci a najvyšší predstavitelia podnikov a organizácií. Iba 1,6 % z nich využíva ako primárny prostriedok priblíženia k pracovisku bicykel alebo kolobežku. Len o málo vyššia preferencia týchto dopravných prostriedkov je medzi osobami so zamestnaním riadiaci pracovníci (manažéri) administratívnych, podporných a obchodných činností, z ktorých ich využíva 1,7 %. V absolútnych počtoch je však najviac cyklistov a kolobežkárov zamestnaných v profesii predavač (5 559 osôb; 7,2 % zo všetkých C/K), kvalifikovaní robotníci v hutníctve, strojárstve a podobní robotníci (4 461; 5,7 %), vodiči a obsluha pojazdných strojových zariadení (4 071; 5,2 %).

6. PRIESTOROVÉ ROZMIESTNENIE CYKLISTOV A KOLOBEŽKÁROV DOCHÁDZAJÚCICH DO ZAMESTNANIA A SMER ICH DOCHÁDZKY

Rozmiestnenie obyvateľov využívajúcich bicykel alebo kolobežku na cestu do miesta výkonu práce bolo vytvorené na základe okresu ich súčasného pobytu, pričom výkon práce môže byť aj v inom okrese. Distribúcia C/K je v územnom priestore značne nerovnomerná (mapa č. 1). Cyklistika a kolobežkovanie ako alternatívy cestovania do zamestnania sú najrozšírenejším fenoménom v okresoch na juhozápade Slovenska a v okresoch dolného a stredného Považia. Iba v 16 okresoch (zo 79) sa koncentruje viac ako polovica zo všetkých užívateľov týchto dopravných prostriedkov využívajúcich ich na cestu do práce. Najviac cyklistov alebo kolobežkárov v absolútnych číslach má súčasný pobyt v okresoch Komárno (4 491), Nové Zámky (4 001) a Dunajská Streda (3 537). Naopak tento druh dopravy je najmenej rozšírený v okresoch Medzilaborce

(26), Banská Štiavnica (61) a Gelnica (72). Zjednodušene je možné tvrdiť, že rozmiestnenie C/K v priestore je silne závislé od geomorfologického členenia nášho územia. Nížinaté oblasti na juhozápade Slovenska, tvorené Podunajskou a Záhorskou nížinou, Východoslovenská nížina, ako aj Považské podolie sú vďaka rovinatému terénu prirodzenými oblasťami predurčenými na využívanie bicykla alebo kolobežky. Okresy spadajúce do týchto geomorfologických celkov vykazujú najvyššie počty C/K. Územia severného, stredného a severovýchodného Slovenska sú, naopak, tvorené členitým horským terénom, ktorý je prirodzenou bariérou komplikujúcou využívanie bicykla či kolobežky. Preto v okresoch patriacich do týchto oblastí je počet C/K nižší. Okrem geomorfológie terénu v jednotlivých okresoch je počet C/K ovplyvnený aj veľkosťou populačnej základne v okrese, ako aj ďalšími (primárne socioekonomickými) faktormi. Osobitnou kategóriou sú okresy veľkých, najmä krajských miest, v ktorých vďaka vybudovanej bezpečnej infraštruktúre (segregované cyklotrasy) je vyššia ochota používať bicykel alebo kolobežku. Rovnako je vo veľkých mestách možnosť zapožičania týchto dopravných prostriedkov, čo je výhodné napr. pre osoby, ktoré do týchto miest prichádzajú inou formou dopravy (napr. vlakom, autobusom). Pri cyklistike, resp. kolobežkovaní, sa dá predpokladať aj vplyv určitej sezónnosti. Kým na juhozápade Slovenska sú podmienky priaznivé po takmer celý rok, v hornatých oblastiach našej krajiny sú najmä v zimnom období podstatne sťažené, na čo časť dochádzajúcich zrejme reaguje zmenou formy dochádzky. Preto sa aj počet C/K môže v rámci roka na regionálnej úrovni meniť.

Mapa č. 1: Priestorová distribúcia súčasného pobytu cyklistov/kolobežkárov v okresoch SR

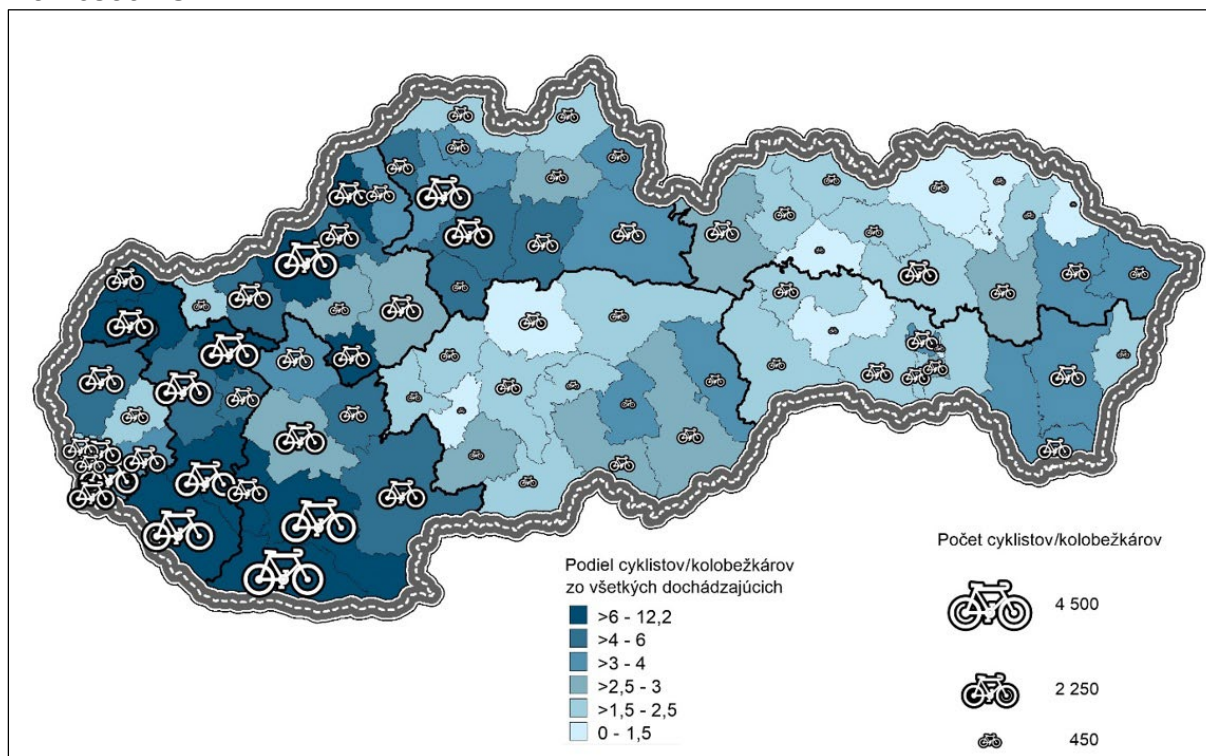


Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, [15], vlastné spracovanie

Intenzitu využívania bicykla alebo kolobežky môžeme sledovať aj ako podiel osôb, ktoré sa pomocou týchto prostriedkov dopravujú do práce zo všetkých obyvateľov, ktorí odchádzajú do práce z daného územia (mapa č. 2). Najvyšší podiel cyklistov alebo kolobežkárov zo všetkých odchádzajúcich má súčasný pobyt v okresoch

Komárno (12,12 %), Piešťany (10,53 %) a Nové Zámky (7,86 %). Na druhej strane veľmi nízku intenzitu využívania bicykla alebo kolobežky pozorujeme v okresoch Levoča (0,85 %), Gelnica (0,91 %) a Medzilaborce (0,93 %). Z toho je zrejmé, že zatiaľ čo v niektorých okresoch používa bicykel alebo kolobežku každý desiaty obyvateľ dochádzajúci do práce, inde je to iba jeden zo sto odchádzajúcich.

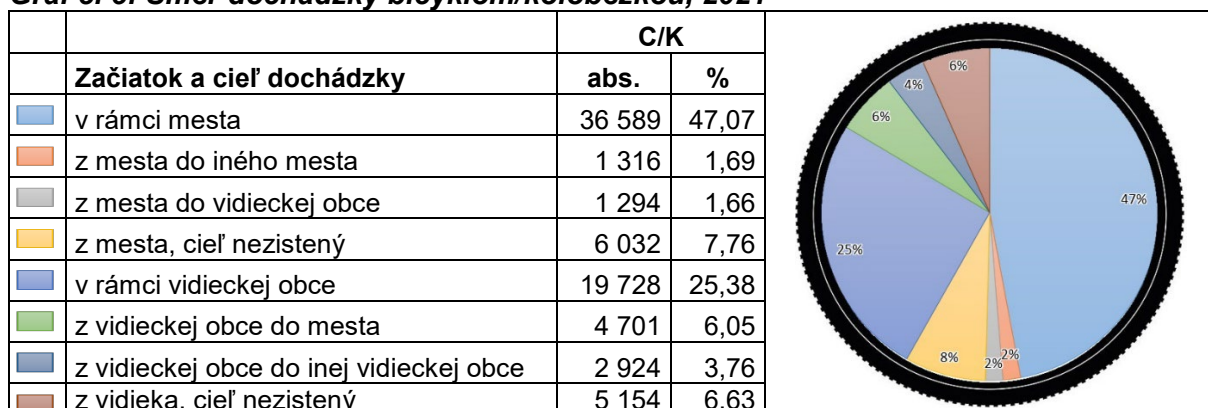
Mapa č. 2: Intenzita dochádzky do zamestnania prostredníctvom bicykla/kolobežky v okresoch SR



Zdroj údajov: Štatistický úrad SR [15], vlastné spracovanie

Viac ako 72 % z osôb používajúcich dvojkolesové dopravné prostriedky na prepravu z miesta súčasného pobytu do práce pri tomto presune neprekračuje obecnú hranicu, čiže pohybuje sa len v rámci obce svojho súčasného bydliska. Rozdielnu obec súčasného pobytu a miesta zamestnania má iba 13 % z C/K. Pre 14 % C/K nevieme určiť, či prekračujú hranicu svojej obce keďže nepoznáme obec ich zamestnania. Z toho vyplýva, že cyklistika sa dominantne využíva na vnútro obecnú prepravu, zatiaľ čo pri medziobecnej dochádzke je značne marginálna. Mnohé obce majú vybudované bezpečné segregované cyklotrasy, prípadne v nich C/K v súlade s dopravnými predpismi môžu využívať chodníky, čo eliminuje možnosti stretu s motorovými vozidlami. Na presun medzi obcami však musia C/K často používať cesty, ktoré používajú aj ostatní účastníci cestnej premávky, čo predstavuje zvýšené riziko kolíznych situácií. Tento spôsob dopravy je pre uvedené dôvody výrazne etablovanejší v tých miestach, kde predstavuje bezpečnú alternatívu iným prepravným prostriedkom. Cyklistika a kolobežkovanie je viac urbánnym ako rurálnym fenoménom. Viac ako 58 % zo všetkých C/K má adresu súčasného pobytu v obci so štatútom mesta. Takmer 55 % z osôb prepravujúcich sa na bicykli alebo kolobežke má v meste aj výkon zamestnania, čo je výrazne viac v porovnaní s 31 % C/K pracujúcich vo vidieckej obci. Pre zvyšných 14 % C/K nepoznáme miesto ich zamestnania. Viac ako 47 % C/K má začiatok aj cieľ v rovnakej obci so štatútom mesta (graf č. 5).

Graf č. 5: Smer dochádzky bicyklom/kolobežkou, 2021

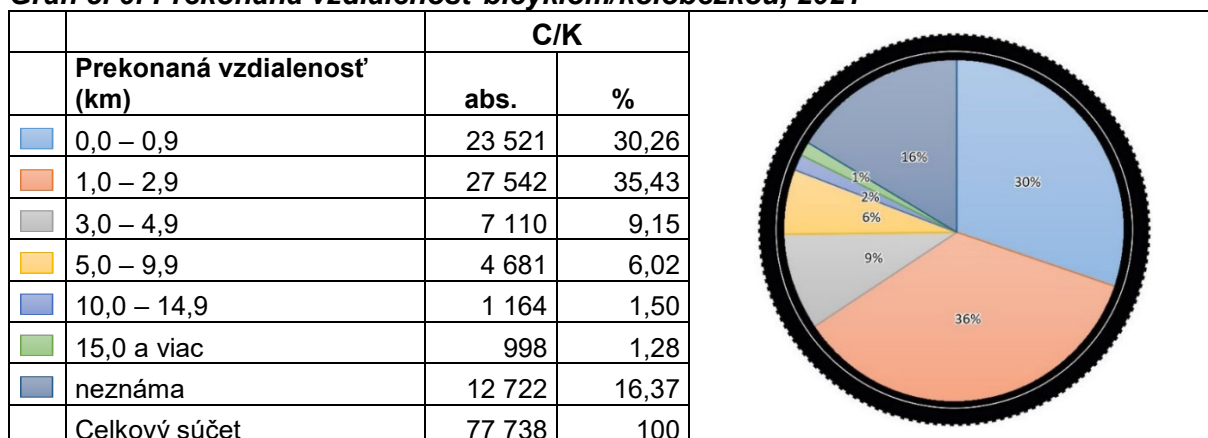


Zdroj údajov: Štatistický úrad SR [15], vlastné spracovanie

7. PREKONÁVANÉ VZDIALENOSTI DO ZAMESTNANIA NA BICYKLI ALEBO KOLOBEŽKE

Pre 84 % C/K, u ktorých poznáme miesto adresy súčasného pobytu a zároveň presné miesto výkonu zamestnania, bolo možné vypočítať aj ich prekonávanú vzdialenosť. Keďže však táto bola vyrátaná iba ako priama euklidovská vzdialenosť medzi geografickými súradnicami bodov súčasného pobytu a miesta výkonu práce, ide len o teoretickú minimálnu vzdialenosť, ktorá nekopíruje cestnú sieť a ani nerešpektuje prirodzené či umelé bariéry (pohoria, rieky, lesy, ploty, stavby, súkromné pozemky atď.). Prekonané vzdialenosti budú teda v realite vždy dlhšie ako tieto najkratšie teoretické vzdialenosti. Ako orientačný ukazovateľ však takáto vzdialenosť poskytuje dobrú bázu na vzájomné porovnanie na úrovni nižších územných jednotiek. Isté skreslenia pri porovnávaní vzdialenosti spôsobuje aj fakt, že nie každý C/K musel nevyhnutne prekonať celú vzdialenosť medzi miestom súčasného pobytu a miestom práce len na bicykli alebo kolobežke, keďže mohol po trase svojej cesty využiť kombináciu viacerých dopravných prostriedkov.

Graf č. 6: Prekonaná vzdialenosť bicyklom/kolobežkou, 2021



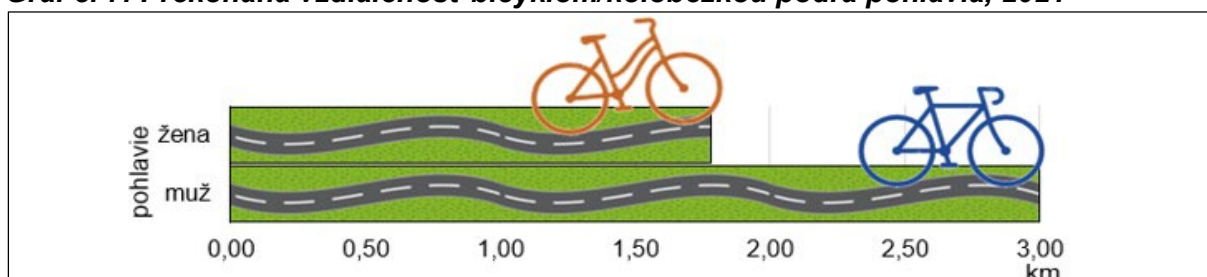
Zdroj údajov: Štatistický úrad SR [15], vlastné spracovanie

Bicykel alebo kolobežka slúžia primárne na prekonávanie krátkych vzdialeností medzi miestom súčasného pobytu a miestom výkonu práce. Až dve tretiny (66 %) zo všetkých C/K prekonávajú dopravným prostriedkom euklidovskú vzdialenosť kratšiu ako 3 km. Vzdialenosť medzi miestom zamestnania a súčasného pobytu kratšiu ako 5 km prekonávajú 3/4 všetkých C/K. Len menej ako desatina spomedzi nich šliape viac ako 5 km. Pre 16 % nevieme určiť prekonanú vzdialenosť (graf č. 6). Bicykel alebo

kolobežka sú spravidla pomalšie ako iné dopravné prostriedky poháňané motorom. Čas, ktorý dochádzajúci strávia pri dochádzke do zamestnania je priamo úmerný prekonanej vzdialenosti a rýchlosti. Preto relatívne nízka rýchlosť bicykla alebo kolobežky býva často kompenzovaná kratšou prekonanou vzdialenosťou.

Priemerná vzdialenosť, ktorú na bicykli alebo kolobežke absolvuje muž (3,00 km) je 1,6-krát dlhšia v porovnaní s tou, ktorú priemerne prekonáva na ceste do zamestnania žena (1,78 km). Použitie dopravných prostriedkov poháňaných vlastnou energiou, ako aj následná prekonaná vzdialenosť sú ovplyvnené aj individuálnou fyzickou zdatnosťou C/K (graf č. 7).

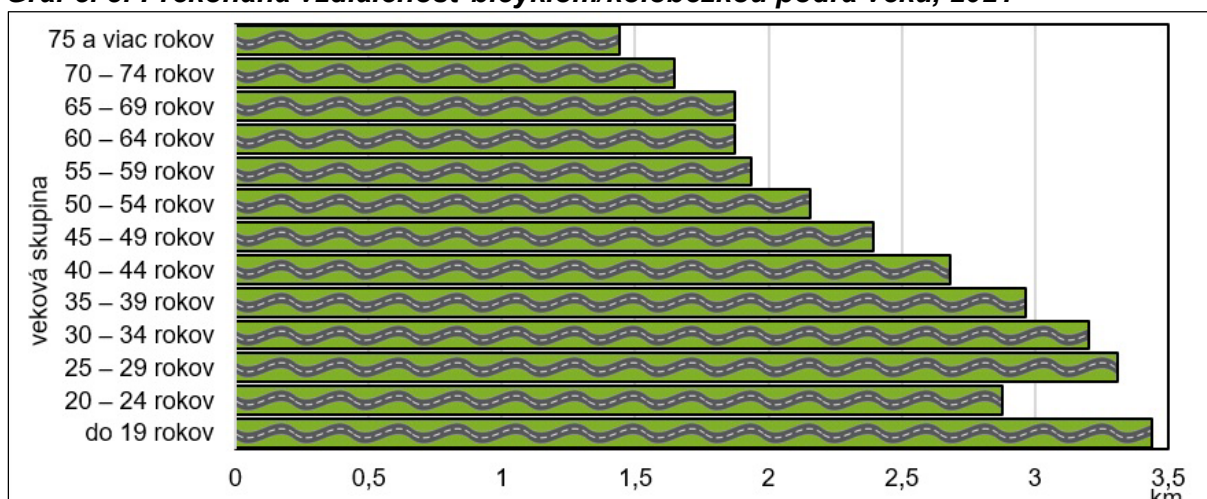
Graf č. 7: Prekonaná vzdialenosť bicyklom/kolobežkou podľa pohlavia, 2021



Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, [15], vlastné spracovanie

Okrem pohlavia vplýva na priemernú prekonanú vzdialenosť do miesta zamestnania aj vek C/K. Ukazuje sa nepriama závislosť medzi vekom C/K a ich prekonávanou priemernou vzdialenosťou. To znamená, že so stúpajúcim vekom C/K sa skraca ich priemerná vzdialenosť dochádzky. U najmladších a najstarších vekových kategórií je tento rozdiel takmer 2,4-násobný. Mladšie generácie sú fyzicky zdatnejšie, je u nich predpoklad dosiahnutia vyššej rýchlosti na bicykli alebo kolobežke, takže sú schopné za rovnaký čas prekonávať dlhšiu vzdialenosť v porovnaní so staršími C/K (graf č. 8).

Graf č. 8: Prekonaná vzdialenosť bicyklom/kolobežkou podľa veku, 2021

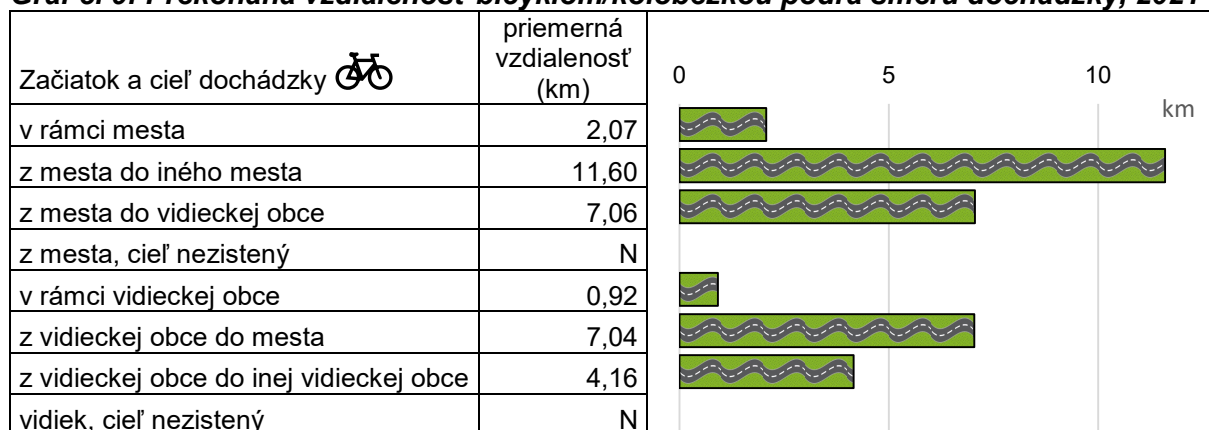


Zdroj údajov: Štatistický úrad SR [15], vlastné spracovanie

Najkratšie euklidovské vzdialenosti prekonávajú C/K, ktorí sa pohybujú na ceste do zamestnania v hraniciach mesta (2,07 km) alebo vidieckej obce (0,92 km) svojho súčasného bydliska. Najdlhšiu vzdialenosť naopak prekonávajú C/K, ktorí do miesta zamestnania situovaného v meste dochádzajú z iného mesta (11,60 km) alebo vidieckej obce (7,04 km). Porovnaním vzdialenosti, ktorú C/K prekonávajú pri ceste


z a do rôznych typov sídiel (mesto, vidiek) sa dá pozorovať, že mestá ako centrá pracovnej dochádzky majú širší gravitačný potenciál oproti vidieckym obciam. Obyvatelia pracujúci v mestách sú ochotnejší prekonať dlhšie vzdialenosti bicyklom alebo kolobežkou na ceste do zamestnania oproti tým, ktorí pracujú vo vidieckej obci (graf č. 9).

Graf č. 9: Prekonaná vzdialenosť bicyklom/kolobežkou podľa smeru dochádzky, 2021



Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, [15], vlastné spracovanie

Tabuľka č. 1: Prekonaná vzdialenosť bicyklom/kolobežkou podľa veľkostných kategórií obce súčasného pobytu a obce dochádzky do zamestnania

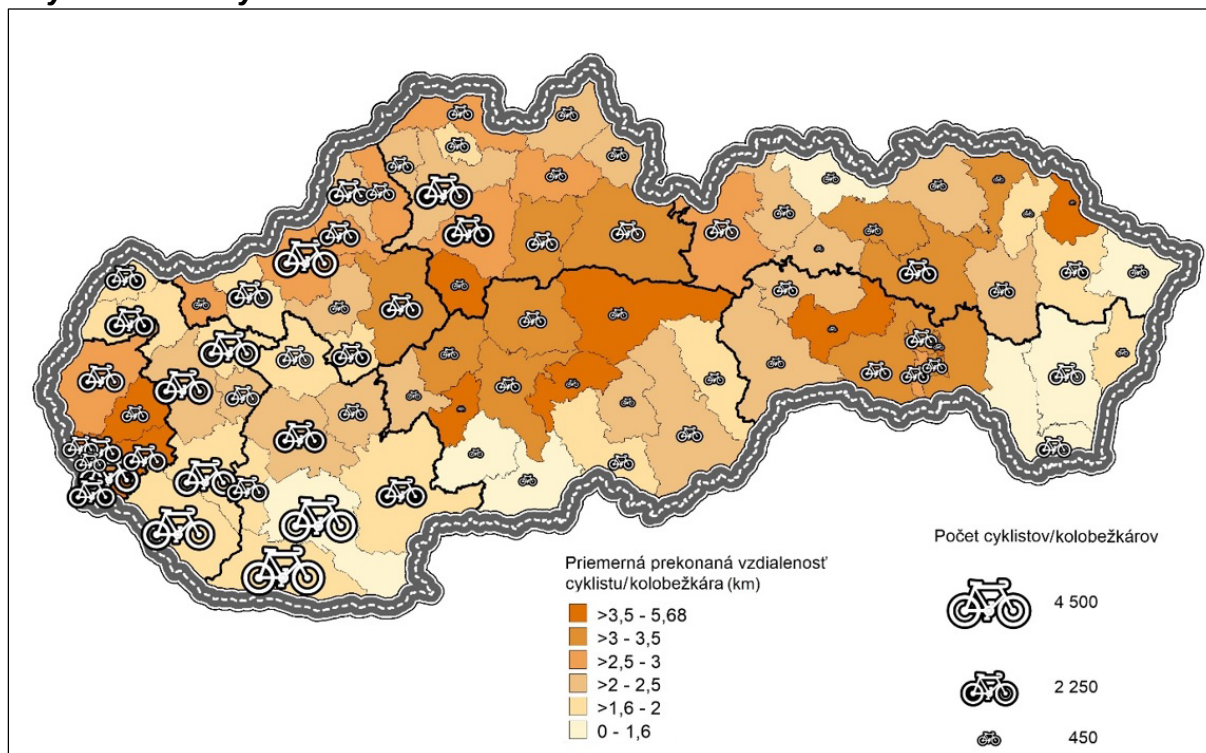
		Veľkostná kategória obce miesta zamestnania									
		0 až 199	200 až 499	500 až 999	1 000 až 1 999	2 000 až 4 999	5 000 až 9 999	10 000 až 19 999	20 000 až 49 999	50 000 až 99 999	nad 100 000
Veľkostná kategória obce súčasného pobytu	0 až 199	1,44	3,17	2,29	7,85	3,87	10,46	14,34	13,39	18,87	29,60
	200 až 499	3,16	0,84	2,70	2,97	4,76	6,03	6,26	8,59	13,38	22,34
	500 až 999	5,52	2,85	0,91	3,96	4,80	5,35	4,55	7,08	8,95	15,26
	1 000 až 1 999	6,43	3,50	4,15	1,05	4,27	5,12	4,63	6,67	8,96	16,77
	2 000 až 4 999	12,48	5,65	5,00	5,45	1,19	4,86	6,80	5,85	7,54	15,27
	5 000 až 9 999	15,66	18,73	5,96	5,94	7,81	1,35	7,85	7,18	11,16	13,01
	10 000 až 19 999	22,01	10,57	4,23	5,21	7,84	8,15	1,43	9,75	15,51	17,05
	20 000 až 49 999	14,95	9,02	8,89	6,00	6,98	5,20	9,19	1,77	23,47	19,33
	50 000 až 99 999		20,46	11,62	7,61	5,73	10,47	15,19	19,83	2,14	40,55
	nad 100 000		33,60	32,41	17,28	11,78	10,22	19,65	21,55	34,96	3,53

Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, [15], vlastné spracovanie

Pri porovnaní veľkostných skupín obcí súčasného bydliska a miesta výkonu zamestnania cez priemernú prekonanú euklidovskú vzdialenosť je možné tvrdiť, že väčšie obce zamestnania majú aj širšie spádové regióny, z ktorých C/K do nich dochádzajú. Ukazuje sa, že miesta zamestnania v obciach nad 100 000 obyvateľov (Bratislava, Košice) sú natoľko atraktívne, že dochádzkové vzdialenosti do nich sú v porovnaní s ostatnými veľkostnými kategóriami obcí dochádzky značne dlhšie. Dá sa predpokladať, že pri takýchto vzdialenostiach prekonávajúcích desiatky kilometrov môže častejšie dochádzať ku kombinácii viacerých dopravných prostriedkov. Na základe dostupných údajov však nie je možné toto tvrdenie verifikovať. Malé obce sú, naopak, cieľom dochádzky C/K do zamestnania iba zo svojho bezprostredného

zázemia, čo dokazujú rádovo kratšie prekonávané priemerné vzdialenosti. Úplne najkratšie vzdialenosti však prekonávajú C/K, u ktorých sa zhoduje obec súčasného pobytu a miesta výkonu zamestnania a zároveň sú najpočetnejšou skupinou spomedzi C/K (tab. č 1).

Mapa č. 3: Priemerná prekonaná vzdialenosť do zamestnania prostredníctvom bicykla/kolobežky v okresoch SR



Zdroj údajov: Štatistický úrad SR [15], vlastné spracovanie

Zaujímavé zistenia ponúka porovnanie priemernej prekonanej vzdialenosti na úrovni okresov. Dalo by sa predpokladať, že v rovinných okresoch južného Slovenska budú priemerné vzdialenosti dlhšie, ako na hornatom strednom a severnom Slovensku. V skutočnosti, však dochádza ku negatívnej korelácii medzi počtom, respektíve podielom obyvateľov využívajúcich na prepravu do práce bicykel alebo kolobežku s prekonanou vzdialenosťou. V južných okresoch, kde je použitie manuálnej ľudskej sily na dosiahnutie pohybu dopravného prostriedku najviac rozšírené, sú zároveň priemerné prekonané vzdialenosti najkratšie. Naopak, v okresoch stredného a severného Slovenska kde má cyklistika alebo kolobežkovanie najnižšie zastúpenie, sú priemerné prekonané vzdialenosti najdlhšie. Môže to byť spôsobené tým, že v regiónoch s horizontálne členitejším terénom a s horšími meteorologickými podmienkami nastáva akási prirodzená filtrácia obyvateľov využívajúcich bicykel alebo kolobežku ako spôsob dopravy do miesta výkonu práce. Vo výsledku preto ostávajú týmto dopravným prostriedkom verní iba skalní nadšenci prekonávajúci dlhšie vzdialenosti. Výnimkou sú okresy Bratislavy s pomerne dobre vybudovanou cykloinfraštruktúrou (cyklochodníky, zdieľané bicykle/kolobežky), kde sú cyklistika a kolobežkovanie pomerne rozšírené a zároveň priemerná prekonaná vzdialenosť patrí k najdlhším (mapa č. 3).

Priemerná cesta jedného C/K do práce má dĺžku 2,46 km jednosmerne. Rovnakú vzdialenosť však prekonáva spravidla dvakrát. Prvýkrát pri ceste z miesta súčasného

pobytu do práce a druhýkrát zasa pri ceste naspäť. Spolu je to teda priemerná vzdialenosť 4,91 km na jedného C/K. Môžeme predpokladať, že obyvatelia s nezistenou prekonanou vzdialenosťou bicyklom/kolobežkou dosahujú rovnakú priemernú prekonanú vzdialenosť. Pokiaľ by sme vytvorili zo všetkých osôb prepravujúcich sa do práce bicyklom/kolobežkou pomyselnú štafetu, keď v mieste kde sa končí cesta jedného, odštartuje ďalší, prekonali by spolu 381 953 km (4,91 km priemerná vzdialenosť do práce a z práce spolu x 77 738 C/K). To je (takmer) rovnaká hodnota, ako je priemerná vzdialenosť Mesiaca od Zeme (384 403 km).

Pri C/K jazdiacich do zamestnania je vhodné poukázať aj na environmentálnu dimenziu tohto fenoménu. Nárast koncentrácie oxidu uhličitého (CO²) v atmosfére sa považuje za priamu príčinu zmien klímy na našej planéte. Značné percento pritom pochádza z ľudskej prepravy. Európska cyklistická federácia [14] vyčíslila, koľko skleníkových plynov sa uvoľňuje do ovzdušia používaním rôznych typov dopravných prostriedkov. Zatiaľ čo 1 používateľ osobného automobilu vyprodukuje na 1 km jazdy až 271 gramov CO², tak cyklista iba 21 gramov. To tvorí rozdiel 0,25kg CO² na 1 km prekonanej vzdialenosti. Pri spoločne prekonanej vzdialenosti 381 953 km do zamestnania a naspäť cyklisti vyprodukujú až o 95 ton CO² menej, ako keby cestovali automobilom. Pre porovnanie je to váha 10 dospelých jedincov dinosaura rodu *Tyrannosaurus Rex*.

8. ZÁVER

Údaje získané prostredníctvom sčítania obyvateľov napriek nespornej kvalite majú aj určité limitácie komplikujúce ich analýzu ako aj následne vyhodnotenie. Obyvateľ si pri spôsobe dochádzky mohol vybrať iba 1 druh dopravy, ktorý využíva na prekonanie najdlhšieho úseku cesty, a to aj v prípade ak použil kombináciu viacerých druhov dopravy. Ďalším obmedzením je, že bicykel a kolobežka boli v sčítacom formulári zlúčené do jednej kategórie, a preto nie je možné zistiť presné počty týchto jednotlivých dopravných prostriedkov osobitne. Tieto problémy môžu byť výzvou pri metodologickej príprave budúceho cenzu.

Z predloženej analýzy vyplynulo niekoľko zaujímavých záverov. Ukázalo sa, že C/K sú podľa ich štruktúrnych charakteristík špecifickou skupinou osôb. Sú to prevažne muži, ktorí prečísľujú ženy v pomere šesť ku štyrom. Takmer dve tretiny z C/K má najvyššie dosiahnuté stredoškolské vzdelanie.

Výrazným determinantom ovplyvňujúcim voľbu prepravy jednostopovým vozidlom poháňaným energiou ľudských svalov je aj zamestnanie. Bicykel alebo kolobežku ako dopravný prostriedok na ceste do práce využíva približne každá šiesta osoba pracujúca na nízko kvalifikovaných pozíciách, napr. v poľnohospodárstve, lesníctve či pri likvidácii odpadu. Naopak u obyvateľov pracujúcich v hierarchicky vysokých funkciách, ako napr. ústavní činitelia, zákonodarcovia či najvyšší predstavitelia podnikov, je tento spôsob prepravy marginálny. Pri krajnici ciest alebo po cyklotrasách sa pohybuje iba jeden zo šesťdesiatich troch príslušníkov týchto povolání. Rozdiel v intenzite využívania bicykla alebo kolobežky medzi týmito dvoma skupinami zamestnaní je teda až desať násobný v prospech prvej spomenutej.

Geografická distribúcia C/K je v priestore výrazne nerovnomerná. Je do značnej miery determinovaná reliéfom, ako aj miestnou mikroklimou. Cyklistika a kolobežkovanie sa koncentruje spravidla na územia s nízkou nadmorskou výškou

a s plochým terénom. V horských oblastiach sú nepriaznivými faktormi hlavne potreba prekonávať výškové prevýšenie, ako aj horšie klimatické podmienky (nižšie teploty, častejšie zrážky, dlhšie trvajúca snehová pokrývka, silnejší vietor a pod.). Bicykel alebo kolobežka sú primárne prostriedkom na prekonávanie krátkych vzdialeností do 3 km prevažne v urbánnom prostredí. Ochota prekonávať bicyklom alebo kolobežkou dlhšie vzdialenosti je ovplyvnená aj veľkosťou sídla, v ktorom obyvatelia vykonávajú svoju prácu. Veľké sídla, ktoré ponúkajú lukratívnejšie a platovo zaujímavejšie zamestnania, v porovnaní s malými obcami, sú príťažlivejšie pre obyvateľov, ktorí sú následne lepšie motivovaní prekonávať dlhšie vzdialenosti.

LITERATÚRA

- [1] BEZÁK, A.: Funkčné mestské regióny v sídelnom systéme Slovenska. In: Geografický časopis, 1990, č. 1, s. 57 – 73.
- [2] BEZÁK, A.: Funkčné mestské regióny na Slovensku. In: Geographia Slovaca, 2000, č. 15. 88 s.
- [3] BUCZKOWSKA, S. – COULOMBEL, N. – DE LAPPARENT, M.: A comparison of euclidean distance, travel times, and network distances in location choice mixture models. Networks and spatial economics, 2019, s. 1215 – 1248.
- [4] European Cyclists' Federation: Cycle more often 2 cool down the planet! Quantifying CO2 savings of cycling Brussels: European Cyclists' Federation, 2011 [online]. [cit.14-02-2024]. Dostupné na: https://www.ecf.com/files/wp-content/uploads/ECF_CO2_WEB.pdf
- [5] GÁBOR Š – PREGI L: Spatial differentiation of daily commuting to work in Slovakia by modes of transport. In: Geografia Cassoviensis, 2023, č. 2, s. 150 – 175.
- [6] HORŇÁK, M.: Dopravné náklady ako bariéra v dochádzke do zamestnania. In: Geographia Cassoviensis, 2012, č. 1, s. 23 – 32.
- [7] MICHÁLEK, A. : Vývoj dochádzky do zamestnania na Záhorí a sledovanie vzájomných závislostí centier a ich zázemí. In: Zemědělská ekonomika, č. 40, 1994, s. 559 – 567.
- [8] MICHNIAK, D.: Changes in Commuting in Slovakia in the Years 1991-2001. In: EUROPA XXI: Central and Eastern Europe: Changing spatial patterns of human activity, 2005, s. 163 – 178.
- [9] MICHNIAK, D.: Zmeny v dochádzke do zamestnania do centier s aspoň 500 dochádzajúcimi (1991 – 2001). In: Slovenská štatistika a demografia. 2005. č. 1, s. 42 – 52.
- [10] MICHNIAK, D.: Main trends in commuting in Slovakia. In: European Journal of Geography, 2016, č. 2, s. 6 – 20.
- [11] MICHNIAK, D.: Dochádzka za prácou v regiónoch chudoby na Slovensku v rokoch 2001 a 2011. In: Regióny chudoby na Slovensku, 2016, s. 91 – 111.
- [12] SANDOW, E. – WESTIN, K.: The persevering commuter – Duration of long-distance commuting. In: Transportation Research, 2010, č. 6, s. 433 – 445.
- [13] SZÉKELY, V.: Dochádzka do zamestnania. In: Demogeografická analýza Slovenska, 2006, s. 81 – 84.
- [14] VEREŠÍK, J.: Zázemia dochádzky do zamestnania vybraných centier v roku 1970. In: Atlas Slovenskej socialistickej republiky, 1980, s. 154 – 155.
- [15] Výsledky SODB 2021. Interná databáza Štatistického úradu SR.

RESUMÉ

Údaje zo sčítania 2021 poskytujú robustnú dátovú bázu na úrovni, v ktorej možno prepájať údaje o dochádzke do zamestnania so štruktúrnymi charakteristikami

dochádzajúcich osôb. Dostupnosť adresných bodov miesta ich súčasného bydliska a miesta výkonu zamestnania zasa umožňujú vyrátať prekonané vzdialenosti medzi týmito dvoma lokáciami. Príspevok mal preto za cieľ poukázať na široké možnosti využitia týchto údajov, ktoré v takejto forme a rozsahu doteraz neboli prezentované. Z osôb dochádzajúcich do zamestnania bola vyčlenená subpopulácia cyklistov a kolobežkárov. Ukázalo sa, že táto skupina obyvateľov má špecifické charakteristiky z hľadiska vnútornej štruktúry (napr. pohlavie, vek, zamestnanie, typ sídla súčasného pobytu). Vnútorňá heterogenita týchto charakteristík v skúmanom súbore osôb však, ako bolo dokázané, vplývajú aj na rozdielne prekonávané priemerné vzdialenosti na bicykli alebo kolobežke. Hoci podiel cyklistov a kolobežkárov na dochádzke do zamestnania je v celoslovenskej mierke pomerne marginálny, v tých oblastiach, kde sú pre danú aktivitu vytvorené vhodné infraštruktúrne podmienky, tvorí, naopak, pomerne významnú alternatívu k ostatným spôsobom dopravy. Pri trende budovania a rozširovania siete bezpečných cyklotrás je možné predpokladať nárast záujmu o tento druh dochádzky do zamestnania. V neposlednom rade je vhodné poukázať aj na merateľný významný environmentálny prínos cestovania bicyklom alebo kolobežkou. Cyklisti a kolobežkári sú osobitým fenoménom, ktorý spolu dotvára mozaiku spôsobu dochádzky do zamestnania, a v neposlednom rade sú to osoby, ktorých cesta musí byť jednoducho v rovnováhe.

RESUME

The 2021 Census Data provide a robust database on a level enabling the comparison of data on commuting to work with the structural characteristics of the commuting persons. The availability of the address points of the location of their current residence and the place of employment enables the calculation of the distance covered between these two locations. Therefore paper aims to highlight the wide possibilities of using these data, which have not been presented in such a form and extent so far. A subpopulation of cyclists and scooter riders has been selected from the group up commuters. It was found that this group of population has specific characteristics in its internal structure (e. g. sex, age, occupation, type of current residence). The inner heterogeneity of these characteristics in the examined sample also affects the different average distances covered by bicycle or scooter. Although the share of cyclists and scooter riders among the entire commuting population in Slovakia is rather marginal, in those areas with suitable infrastructure conditions it is a relatively significant alternative to other modes of transport. With the trend of building and expanding the network of safe bike paths, a higher interest in this type of commuting to work can be expected. Last but not least, it is worth to point to the measurable environmental impact of travelling by bicycle or scooter. The cyclists and scooter riders are a specific phenomenon forming the mosaic of commuting methods to work and not least they are persons whose must simply be in balance.

PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS

Mgr. Andrej Chromeček PhD., absolvoval doktorandské štúdium na Prírodovedeckej fakulte Univerzity Komenského v Bratislave v odbore humánna geografia a demografia. Od roku 2022 pracuje v Štatistickom úrade Slovenskej republiky v oddelení sčítania obyvateľov, domov a bytov a prierezových štatistík. V oblasti sčítania obyvateľov, domov a bytov sa venuje tvorbe metodiky a spracovaniu analytických výstupov.

KONTAKT

andrej.chromecek@statistics.sk

Kristián ÓVÁRI
Štatistický úrad Slovenskej republiky

**MEDZIGENERAČNÝ PRENOS NÁRODNOSTI A VÝBER ZÁKLADNEJ ŠKOLY
PODĽA VYUČOVACIEHO JAZYKA U OBYVATEĽOV
MAĎARSKEJ NÁRODNOSTI NA SLOVENSKU**

**INTERGENERATIONAL TRANSMISSION OF ETHNICITY AND THE LANGUAGE
CHOICE OF PRIMARY EDUCATION AMONG
THE HUNGARIAN POPULATION IN SLOVAKIA**

ABSTARKT

Medzigeneračný prenos národnosti a výber vyučovacieho jazyka detí určitej národnostnej skupiny sú dva z niekoľkých procesov, prostredníctvom ktorých je možné skúmať zmenu početnosti danej národnostnej skupiny. Teoretická časť príspevku poskytuje prehľad o doterajších prístupoch, ktorými jednotliví autori skúmali medzigeneračný prenos maďarskej národnosti alebo intenzitu asimilácie maďarskej národnostnej menšiny. Príspevok na základe údajov zo Sčítania obyvateľov, domov a bytov 2021 prezentuje niekoľko konkrétnych výsledkov, ako napríklad medzigeneračný prenos maďarskej národnosti, vplyv etnického prostredia na medzigeneračný prenos maďarskej národnosti alebo výber základnej školy podľa vyučovacieho jazyka pre deti v rodinách národnostne homogamných a heterogamných párov aspoň s jedným rodičom maďarskej národnosti.

ABSTRACT

The intergenerational transmission of ethnicity and the language choice of primary education are two of the several processes through which the change in the size of a given ethnic group can be examined. The theoretical part of this paper provides an overview of the previous approaches, by which individual authors have investigated the intergenerational transmission of Hungarian nationality or the intensity of assimilation within the Hungarian national minority. Based on data from the 2021 Population and Housing Census, the paper presents several specific results, including the intergenerational transmission of Hungarian nationality, the influence of ethnic background on the intergenerational transmission of Hungarian nationality, and the language choice of primary education for children in families of ethnically homogamous and heterogamous couples with at least one parent of Hungarian nationality.

KLÚČOVÉ SLOVÁ

národnosť, medzigeneračný prenos národnosti, vyučovací jazyk základnej školy, SODB 2021

KEY WORDS

ethnicity, intergenerational transmission of ethnicity, language choice of primary education, 2021 Population and Housing Census

1. ÚVOD

Slovensko-maďarská koexistencia na južnom Slovensku je historicky daným fenoménom, ktorý sa v spoločenskom živote obyvateľov Slovenskej republiky prejavuje rôznymi spôsobmi. Z priestorového hľadiska môžeme typizovať jednotlivé lokality na základe národnostnej homogenity alebo heterogenity, v ktorých obyvatelia

slovenskej, maďarskej alebo inej národnosti žijú a tvoria miestnu komunitu. Na mikroúrovni, v tomto prípade na úrovni domácností, môžeme pozorovať ďalšiu formu spolužitia, a to v národnostne zmiešaných rodinách. Mnohé predchádzajúce štúdie preukázali vysokú volatilitu týchto foriem v čase a priestore, pričom procesy a faktory týchto zmien sú často veľmi ťažko identifikovateľné [27]. Pravda je, že táto tematika v sebe nesie viacero neurčitostí. V prvom rade zadefinovanie samotných pojmov etnicita, národ, národnosť alebo národná identita je problematické, a je často predmetom celých štúdií. Zdrojom údajov v tomto príspevku je oficiálna štatistika o národnosti obyvateľa, ktorá pochádza z vyčerpávajúceho štatistického zisťovania – sčítania obyvateľov, domov a bytov, ktoré sa realizuje v desaťročných intervaloch. Národnosť obyvateľa uvádzaná v sčítaní je sebadeklaratórna. Na zmenu národnostnej štruktúry obyvateľstva môže vplývať široká paleta faktorov, tak prirodzené procesy, ako aj individuálne rozhodnutia [18, 10]. Pokiaľ ide o zmenu národnostnej štruktúry obyvateľstva často spomínaným termínom je aj asimilácia, ktorá má niekoľko podôb a definícií (viac v 3. kapitole).

Hlavným zámerom príspevku je analyzovať dva doteraz ťažko alebo len čiastočne dostupné prístupy (4. a 5. kapitola), ktoré sa používajú na skúmanie procesov vplývajúcich na zmenu početnosti maďarskej národnostnej menšiny na Slovensku. Predmetom analýzy sú deti v rodinných cenзовých domácnostiach zo Sčítania obyvateľov, domov a bytov 2021 (ďalej SODB 2021), v ktorých má aspoň jeden z rodičov maďarskú národnosť. Vytýčené ciele sú nasledovné:

- poskytnúť krátky prehľad doterajších prístupov, ktorými jednotliví autori skúmali medzigeneračný prenos národnosti a asimiláciu maďarskej národnostnej menšiny na Slovensku,
- interpretovať údaje týkajúce sa medzigeneračného prenosu národnosti v rodinách aspoň s jedným rodičom maďarskej národnosti,
- interpretovať údaje týkajúce sa výberu základnej školy (ďalej ZŠ) podľa vyučovacieho jazyka pre dieťa v rodinách aspoň s jedným rodičom maďarskej národnosti.

2. METODIKA SPRACOVANIA ÚDAJOV A POUŽITÁ TERMINOLÓGIA

Pred teoretickou časťou a prezentovaním výsledkov je potrebné objasniť niekoľko metodických špecifík, ktoré tvoria metodicko-interpretatívny rámec celého príspevku. Výsledky analýzy boli spracované na základe údajov získaných v SODB 2021 a na základe údajov poskytnutých Centrom vedecko-technických informácií SR¹ (ďalej CVTI). SODB 2021 predstavovalo prvé integrované a plne elektronické sčítanie na Slovensku. Integrovalo sa vyše 20 administratívnych zdrojov údajov a registrov spolu s elektronickými sčítacími formulármi, ktoré vyplnili obyvatelia Slovenskej republiky. Údaje zo SODB sa týkajú referenčného dátumu sčítania 1. 1. 2021, kým údaje z CVTI zahŕňajú školský rok 2020/2021.

Vo fáze spracovania výsledkov SODB 2021 bola jedným z kľúčových procesov tvorba bytových a cenзовých domácností. Najskôr boli obyvatelia zaradení do bytových jednotiek. Následne bola vytvorená najnižšia úroveň predstavujúca ďalej už nedeliteľné jednotky, cenзовé domácnosti. Na základe vzťahových údajov z Registra fyzických osôb a informácií o vzťahoch v bytovej domácnosti zo sčítacích formulárov

¹ CVTI je priamo riadená organizácia Ministerstva školstva, vedy, výskumu, vývoja a mládeže SR.

boli v rámci cenзовých domácností medzi jednotlivými členmi vyhodnotenú rodinnú a príbuzenskú vzťahy.

Ďalším konceptom, ktorý je potrebné objasniť, je typ pobytu. Okrem trvalého pobytu sa v SODB 2021 zisťoval aj súčasný pobyt obyvateľa. Jeho definícia v metodickom pokyne pri vyplnení sčítacieho formulára znela: „*Miesto súčasného pobytu je Vaše stále bydlisko, na ktorom nemusíte byť prihlásený na trvalý pobyt*“. Obyvatelia údaje vyplnili k referenčnému dátumu sčítania. Bytové a cenзовé domácnosti sa tvorili primárne na základe informácií o súčasnom pobyte obyvateľa. Preto sa v tomto príspevku používa koncept súčasného pobytu pri všetkých premenných a ukazovateľoch (napr. podiel maďarského obyvateľstva v danej územnej jednotke).

Zo SODB 2021 je známe školské zariadenie, ktoré daný obyvateľ navštevuje. Na základe zoznamu škôl a školských zariadení od CVTI sa zistil konkrétny vyučovací jazyk jednotlivých škôl a školských zariadení. Následne sa vyčlenili deti navštevujúce ZŠ žijúce v domácnosti aspoň s jedným rodičom maďarskej národnosti. Podľa vyučovacieho jazyka ZŠ boli deti zaradené do štyroch typov škôl: ZŠ s vyučovacím jazykom maďarským (ďalej VJM), ZŠ s vyučovacím jazykom slovenským (ďalej VJS), ZŠ s VJM aj VJS a ZŠ s iným vyučovacím jazykom ako VJM alebo VJS. Základné školy so slovenským a zároveň maďarským vyučovacím jazykom majú osobitné triedy s vyučovaním v jednom alebo druhom jazyku. Z dostupných údajov je možné identifikovať vyučovací jazyk konkrétneho zariadenia, ktoré dieťa navštevuje. Identifikáciu konkrétneho dieťaťa a jeho zaradenia do triedy z pohľadu vyučovacieho jazyka, ktorú dieťa navštevuje v danom zariadení, dostupné zdroje údajov už neumožňujú.

Je potrebné zadefinovať aj ďalšie výrazy používané v príspevku. Takými sú dieťa v/mimo domácnosti, národnosť, národná identita, homogamné/heterogamné páry či intergeneračný/medzigeneračný prenos národnosti. Pojem dieťa alebo dieťa v domácnosti, v tomto príspevku predstavuje osobu, ktorá žije so svojimi rodičmi/rodičom v jednej bytovej domácnosti bez ohľadu na jeho vek alebo rodinný stav. Dieťa mimo domácnosti je koncept osoby, ktorá nežije v jednej bytovej domácnosti so svojimi rodičmi, pričom jeho rodičia žijú a tvoria jednu spoločnú cenзовú domácnosť (k 1. 1. 2021). Novým konceptom v oficiálnej štatistike na Slovensku je obyvateľ s dvojakou národnosťou, ktorý bol prvýkrát zavedený pri SODB 2021 (ďalšia národnosť). V tomto článku zisťované národnosti neboli navzájom kombinované². V príspevku sa pod národnosťou dieťaťa alebo rodiča rozumie vždy len jedna (prvá uvedená) národnosť deklarovaná v SODB 2021. Čo sa týka pojmu národná identita, predstavuje historickú, jazykovú a kultúrnu identitu jednotlivcov, ktorá nie je vrodená, ale postupne sa sformuje počas života jednotlivca [21]. Keďže príspevok je zameraný na rodiny aspoň s jedným rodičom maďarskej národnosti, pod pojmom homogamný pár sa v tomto príspevku rozumie pár homogamný podľa národnosti, v ktorom obaja partneri majú maďarskú národnosť a pod pojmom heterogamný pár zasa pár, v ktorom jeden z partnerov má maďarskú a druhý slovenskú národnosť. Intergeneračný prenos národnosti je totožný s pojmom medzigeneračný prenos národnosti. Jednotliví citovaní autori používajú terminológiu intergeneračný, kým autor tohto príspevku používa termín medzigeneračný prenos národnosti, ktorý vyjadruje vzťah medzi generáciami

² Zohľadnením oboch národností obyvateľa vznikne početné množstvo kombinácií, ktoré by neumožnili prehľadné prezentovanie týchto typov údajov (vzťahy medzi rodičmi, resp. deťmi v domácnosti s jednou alebo viacerou, rôznou národnosťou).

rodičov a detí z pohľadu národnosti v rodinných cenzových domácnostiach na Slovensku. Pojem miera medzigeneračného prenosu určitej národnosti znamená podiel detí danej národnosti zo všetkých detí v daných rodinách.

3. TEORETICKÉ VÝCHODISKÁ A MOŽNOSTI MERANIA ASIMILAČNÝCH PROCESOV

Vychádzajúc z tuzemských publikácií medzi najčastejšie frekventované témy v oblasti analýz maďarskej národnostnej menšiny patria národná identita, zmena počtu príslušníkov maďarskej národnosti, asimilácia, či školské zariadenia s VJM [12, 14, 21, 26, 28, 30, 33, 37, 38 atď.]. Existuje niekoľko prístupov, ktorými sa jednotliví autori pokúsili nahliadnuť do týchto tém v rámci podmienok na Slovensku. Primárnym ukazovateľom sú časové rady počtu obyvateľov maďarskej národnosti na základe dát sčítania obyvateľov, pri ktorých môžeme identifikovať konzistentný pokles obyvateľstva, ktoré sa v predchádzajúcich sčítaniach prihlásilo k maďarskej národnosti. Samozrejme, za týmto poklesom stojí viacero faktorov. Podľa Gyurgyíka [14] po sčítaní v roku 2011 sme mohli identifikovať nasledovné príčiny: prirodzený úbytok, migráciu (podľa Gyurgyíka skrytá migrácia³), asimiláciu alebo aj nezistenú národnosť (v SODB 2011 podiel obyvateľov s nezistenou národnosťou bol vyšší ako v predošlých dvoch sčítaniach). Ako je to ďalej opísané v tejto kapitole, miera medzigeneračného prenosu národnosti a jazyk vzdelávania dieťaťa sú dva z niekoľkých ukazovateľov, ktorými možno skúmať asimiláciu danej národnosti. Asimilácia celkovo je veľmi ťažko merateľným činiteľom. Podľa [2] asimilácia je komplexný sociologický fenomén, ktorý je náročné priamo merať, a na základe dostupných údajov, často môžeme analyzovať len počet a charakteristiky časti populácie, ktorá vstúpila na cestu vedúcu k možnej asimilácii. Jej určenie a každý prístup merania si zaslúži osobitné štúdium.

V prvom rade je potrebné rozlíšiť rôzne formy asimilácie a iné príbuzné procesy. V prípade, ak rôzne skupiny ľudí vstúpia do dlhotrvajúceho a bezprostredného kontaktu, niektoré kultúrne a psychologické prvky jednej alebo oboch skupín a ich jednotlivých členov sa môžu postupne meniť. Na úrovni skupiny sa to prejavuje ako zmena sociálnych štruktúr a kultúrnych noriem a na úrovni jednotlivca ako zmena kultúrneho správania [4, 5, 7, 8]. Tento fenomén sa v odbornej literatúre nazýva akulturácia. Výsledkom dlhotrvajúcich akulturačných procesov je oslabenie a zmena v determinantoch etnickej špecifickosti týchto skupín [7]. Jednu z prelomových štúdií v tejto oblasti vypracoval Gordon [11], ktorý chápe akulturáciu ako subproces asimilácie, pričom rozlišuje sedem subprocesov alebo fáz, ktoré sa môžu odohrať samostatne, resp. sa prelínajú. Medzi ne zaraďuje akulturáciu, štrukturálnu asimiláciu (integračné procesy), amalgamáciu (biologické zmiešanie jednotlivcov rôznych etnických skupín), identifikačnú asimiláciu (oslabenie alebo strata etnickej či kultúrnej identity), absenciu predsudkov, diskriminácie alebo konfliktov. Odlišný prístup ponúkli autori Teske a Nelson [39], ktorí akulturáciu a asimiláciu vnímali ako dva samostatné a oddelené procesy. Akulturáciu označili ako obojsmerný a recipročný proces nezávislý od asimilácie, pričom jednotlivé skupiny sa navzájom kultúrne ovplyvňujú. Na druhej strane asimiláciu chápu ako proces, pri ktorom väčšinová skupina uplatňuje jednostranne svoj vplyv na minoritnú skupinu. Ďalším v odbornej literatúre často citovaným autorom je Yinger [40], ktorý píše o asimilácii ako o jave, pri ktorom dochádza k znižovaniu kultúrnych rozdielov. Takisto tvrdí, že na asimiláciu môžeme

³ Môže sem patriť aj evidovaná migrácia (nielen neevidovaná, či skrytá), keďže je takisto príčinou úbytku populácie.

nazerat' ako na viacdimenzionálny a viacsmerný proces. Vo svojej teórii zaviedol aj termín disimilácia, čím označil zachovanie, posilnenie alebo aj oživenie identity minority. Oproti Gordonovi vymenoval namiesto siedmich len jeho prvé štyri subprocesy: akulturáciu, štruktúrnú asimiláciu, psychologickú asimiláciu (identifikačnú) a biologickú asimiláciu (amalgamáciu). Zároveň tvrdí, že absenciu predsudkov, diskriminácie alebo konfliktov možno lepšie chápať ako príčiny alebo následky asimilácie, a nie ako subprocesy. V zahraničnej literatúre existuje nespočetné množstvo definícií a prístupov k jej meraniu, ale často vychádzajú z iných historicko-spoločenských súvislostí, ako je to v prípade Slovenska [24]. V posledných desaťročiach prispelo početnými publikáciami ku skúmaniu asimilácie maďarskej národnostnej menšiny na Slovensku množstvo odborníkov Slovenskej republiky [12, 21, 26] i zahraničia, a to prevažne z Maďarska [1, 34, 35, 38]. Sociologička Lampl [23], ktorá skúmala asimiláciu hlavne prostredníctvom sociologických výskumov a prieskumov, ju definuje ako dlhotrvajúci proces prispôsobovania a pripodobňovania národnej identity určitej skupiny k väčšinovému národu, prebiehajúci často v niekoľkých generáciách a v niekoľkých fázach. V tomto kontexte ide o nahradenie maďarskej národnej identity slovenskou národnou identitou. Na Slovensku zo spomenutých medzinárodných prístupov vychádzal napríklad Gyurgyík [12], ktorý používal Gordonov a Yingerov model, pričom v prieskumoch skúmal 5 dimenzií asimilácie Maďarov, a to kultúrnu asimiláciu (ovládanie maďarského a slovenského jazyka), štruktúrnú asimiláciu (jazyk vzdelávania), intergeneračnú amalgamáciu (národnosť rodičov), intrageneračnú amalgamáciu (národnosť manžela alebo manželky) a identifikačnú asimiláciu (sebadeklarácia národnosti).

Možnosti merania asimilácie, ktoré aplikovali autori na Slovensku, podľa zdroja údajov môžeme rozdeliť do dvoch základných typov: 1. oficiálna štatistika⁴ alebo iná štatistika z administratívnych zdrojov údajov (AZÚ), 2. prieskumy, výskumy alebo zisťovania na základe reprezentatívnej vzorky populácie. Rozdiel medzi dvoma typmi spočíva hlavne v tom, že kým prvý typ zachytí sledovanú skupinu vyčerpávajúco (pričom na analýzu danej problematiky máme prevažne k dispozícii len niekoľko premenných), pri druhom type údaje pochádzajú od vybranej, úzkej časti populácie (pričom možnosti skúmania danej problematiky sú rozšírenejšie, napr. možnosť sledovania názorov respondentov a ďalších informácií, ktoré oficiálne zdroje a jednotlivé AZÚ neobsahujú).

V nasledujúcej časti sú uvedené niektoré doteraz použité prístupy vybraných autorov, ktorými skúmali medzigeneračný prenos národnosti alebo niektoré aspekty asimilácie na základe oficiálnych údajov alebo údajov z AZÚ, dostupných na Slovensku. Tieto sú rozdelené do 6 skupín:

- údaje o cenzových domácnostiach podľa národnosti jej členov na základe údajov SODB,
- vývoj národnostne homogamných alebo heterogamných manželstiev,
- porovnanie demografickej a etnickej reprodukcie,
- analýza vekových skupín dvoch sčítaní,
- ďalšie otázky v cenze naznačujúce príslušnosť k určitej národnosti,
- vývoj počtu žiakov na školách a v školských zariadeniach podľa vyučovacieho jazyka.

⁴ Cenzus a demografické zisťovania. Zisťovanie na základe výberu v tejto oblasti sa zatiaľ nerealizuje.

Údaje o cenzových domácnostiach podľa národnosti jej členov:

Možnosťou, ako zmerať intenzitu asimilácie maďarskej národnostnej menšiny v rámci výskumu o národnostne zmiešaných rodinách a prenose etnickej identity ďalším generáciám v týchto rodinách, sa zaoberal Majo [26,] využívajúc údaje o cenzových domácnostiach zo Sčítania obyvateľov, domov a bytov z roku 2001. Na základe týchto dát je zrejmé, že kým slovenská etnická identita sa v národnostne zmiešaných rodinách reprodukuje, tak maďarskú etnickú identitu charakterizuje medzigeneračný úbytok. Iný príklad medzigeneračného prenosu národnosti nájdeme v štúdií Šprochu [37], ktorý skúmal jednotlivé vzorce etnickej socializácie dieťaťa v národnostne zmiešaných manželstvách využívajúc údaje Sčítania obyvateľov, domov a bytov 2011.

Vývoj národnostne homogamných alebo heterogamných manželstiev:

Jedným z ukazovateľov na meranie asimilačných procesov je aj vývoj národnostne homogamných alebo zmiešaných sobášov cez oficiálne údaje o demografickej štatistike z hlásenia o uzavretí manželstva (OBYV 1-12). Podľa Maja [27] v rokoch 2003 – 2012 bol podiel homogamných sobášov u Slovákov, ktorí uzatvorili manželstvo, 86 %, zatiaľ čo medzi Maďarmi na Slovensku 71 %. Podiel národnostne homogamných sobášov v tomto období v oboch národnostných skupinách poklesol, kým u Maďarov na Slovensku bol tento pokles o niečo výraznejší. Gyurgyík [15] v rokoch 1930 – 2011 na Slovensku identifikoval postupný rast podielu obyvateľov maďarskej národnosti, ktorí vstúpili do národnostne zmiešaného manželstva (výnimkou je prvá polovica 90. rokov, keď môžeme zaznamenať pokles).

Porovnávanie demografickej a etnickej reprodukcie:

Ďalším náznakom asimilácie, ktorým sa Gyurgyík [15] zaoberal, je porovnávanie demografickej a etnickej reprodukcie maďarskej národnostnej menšiny. Pod demografickou reprodukciou rozumieme počet detí narodených matkám maďarskej národnosti v danom období (údaje z demografického zisťovania OBYV 2-12⁵ v danom roku). Etnickú reprodukciu vypočítame ako rozdiel počtu narodených detí matkám maďarskej národnosti a počtu detí, ktorým bola v sčítaní obyvateľov v rovnakom období uvedená maďarská národnosť. Rozdiel medzi týmito hodnotami napovedá o miere intergeneračnej asimilácie, ktorú Gyurgyík odhadol na 15,7 – 21,2 % (rok 2001).

Analýza vekových skupín dvoch sčítaní:

Analýza vekových štruktúr jednotlivých národnostných skupín môže poukazovať na vekovo špecifické diferencie medzi týmito skupinami a zároveň môže predvídať neskoršie procesy [13]. Analýzou 5-ročných vekových skupín danej národnosti medzi dvoma cenzami (porovnanie početnosti danej kohorty neskoršieho cenzu s početnosťou tej istej kohorty skoršieho cenzu) môžeme získať ďalší prístup na odhadnutie intenzity asimilácie. Príkladom použitia tejto metódy je štúdia Gyurgyíka [13], v ktorej upozorňuje na tri činitele, ovplyvňujúce tieto zmeny na národnej úrovni, a to úmrtnosť, medzinárodná migrácia a asimilácia. Gyurgyík vo svojej štúdií využil spomínanú demografickú metódu a zistil, že medzicenzálny úbytok obyvateľov maďarskej národnosti je v kohortách mladších ako 40 – 45 rokov aspoň dvakrát väčší ako úbytok na celoštátnej úrovni, zatiaľ čo vo vyšších vekových kategóriách sa čoraz viac približuje k celoštátnym hodnotám.

⁵ Hlásenie o narodení.

Ďalšie otázky v cenze naznačujúce príslušnosť k určitej národnosti:

Ak je v sčítaní možné zodpovedať okrem štandardnej otázky o národnosti aj ďalšie otázky naznačujúce príslušnosť k niektorej národnosti (materinský jazyk, hovorené jazyky, ďalšia národnosť atď.), možnosti analýzy sa výrazne rozširujú. Porovnanie skupín obyvateľov podľa materinského jazyka s príslušnou skupinou podľa národnosti [38], alebo podiel obyvateľov s dvojakou národnosťou v danej minorite, je jedným zo spôsobov, ako odhadnúť náchylnosť danej skupiny k asimilácii [2].

Vývoj počtu žiakov na školách a v školských zariadeniach podľa vyučovacieho jazyka:

Tento vývoj je ďalšou štatistikou⁶, ktorá bola použitá na odhadnutie štruktúrálnej asimilácie viacerými autormi [29, 30, 33, 34]. Keďže dané údaje samy osebe často nie sú dostatočné, prevažne ich treba doplniť aj ďalšími údajmi (pôrodnosť podľa národnosti, rôzne preferencie rodičov pri výbere školy atď.).

Mnohé kvalitatívne a kvantitatívne údaje týkajúce sa asimilácie, národnej identity alebo návštevy škôl podľa vyučovacieho jazyka a podobne sa môžu zistiť len na základe prieskumov, výskumov a rôznych výberových zisťovaní. Žiada sa poznamenať, že jednotlivé reálie asimilácie v minulosti mohli byť odhalené len prieskumami a sociologickými výskumami. Také sú na Slovensku napríklad štúdie Lampl [19, 20, 21, 22, 23, 24, 25], ktoré okrem iných skúmali aj národnú identitu a výber školy podľa vyučovacieho jazyka u obyvateľov maďarskej národnosti. Lampl okrem iných porovnávala jednotlivé vekové skupiny, ich hodnoty a preferencie v priereze niekoľkých dimenzií, ktoré súvisia s maďarskou identitou. Bolo zistené napríklad, že mladšie vekové skupiny v porovnaní so staršími vekovými skupinami prejavujú nielen slabšie puto k svojej národnej identite, ale sú aj zdržanlivejšie pri kľúčových rozhodnutiach a v otázkach, ako napríklad udržiavať maďarskú národnosť, hovoriť po maďarsky, vzdelávať dieťa v maďarskom jazyku atď. Medzigeneračným prenosom maďarskej národnej identity na Slovensku sa zaoberal aj Gyurgyík [12]. Motiváciám rodičov maďarskej národnosti v kontexte výberu škôl a školských zariadení na Slovensku sa venovali [1, 3, 30, 33, 34,].

V posledných dekádach vyšlo početné množstvo ďalších publikácií, ktoré sa priblížili k určitému aspektu zmeny počtu obyvateľov maďarskej národnosti na Slovensku. Uvedený zoznam prístupov nemusí byť vyčerpávajúci, avšak poskytuje krátky prehľad o možnostiach hodnotenia niektorých aspektov poklesu počtu príslušníkov maďarskej národnostnej menšiny.

V rámci oficiálnych údajov Štatistického úradu SR (SODB a demografické zisťovania) nebola doteraz príležitosť v takom rozsahu vyhodnotiť niektoré kľúčové aspekty týchto tém, ako medzigeneračný prenos určitých charakteristík. Z SODB 2021 je k dispozícii široké spektrum dát týkajúcich sa rodinných vzťahov obyvateľov. Spracovaním týchto údajov do optimálnej podoby mal Štatistický úrad SR možnosť získať doteraz nedostupné informácie, okrem iných aj údaje v kontexte medzigeneračného prenosu národnosti v rodinách Slovenskej republiky [17]. Tento príspevok vďaka tomu poskytuje nové možnosti skúmania a rozširuje tak bohatú zbierku analýz v tejto oblasti.

⁶ Údaje zverejňuje CVTI.

4. MEDZIGENERAČNÝ PRENOS NÁRODNOSTI V RODINÁCH ASPOŇ S JEDNÝM RODIČOM MAĎARSKEJ NÁRODNOSTI

Pri práci s oficiálnou štatistikou zo sčítania je možné v zásade rozlíšiť dva spôsoby, ktorými sa jednotlivec vyplnením sčítacieho formulára podieľa na zmene národnostnej štruktúry Slovenska. Prvý spôsob je jeho rozhodnutie o vlastnej národnosti, ktoré uviedol pri sčítaní obyvateľov (intrageneračná asimilácia). Podľa Szilágyiho [35, 36] môžeme rozlišovať dva typy intrageneračnej asimilácie, a to: zmenu auto-identifikácie (obyvateľ uvedie inú národnosť, ako uviedol pred 10 rokmi) a zmenu predchádzajúcej heteroidentifikácie (obyvateľ, ktorému rodičia priradili určitú národnosť, v ďalšom sčítaní pri sebaidentifikácii uvedie inú národnosť ako vybrali jeho rodičia). Druhý spôsob je, keď rodičia vyplnia sčítací formulár za svojich potomkov, počas ktorého z určitého dôvodu nedochádza k prenosu oficiálne deklarovanej národnosti (intergeneračná asimilácia). Ako bolo uvedené v úvode, v tomto príspevku bude analyzovaný len aspekt medzigeneračného prenosu národnosti (intergeneračný).

Prvotný údaj, na ktorý sa v rámci témy medzigeneračného prenosu národnosti môžeme pozrieť, je pomer detí podľa národnosti v jednotlivých typoch rodín (podľa typu cenzonej domácnosti a národnosti rodičov). Z komplexnej tabuľky č. 1 uvedenej ďalej je možno vyvodiť niekoľko záverov, ktoré sú postupne opísané v tejto kapitole. V tabuľke č. 1 predmetné deti sledujeme cez 4 dimenzie, a to národnosť rodičov, typ cenzonej domácnosti, vekové kategórie detí a národnosť detí.

Pred samotnou interpretáciou výsledkov je dôležité mať na pamäti dve skutočnosti:

- V 21. storočí je kohabitácia⁷ čoraz rozšírenejšou formou spoluzitia. Tieto zväzky často vznikajú ako dôsledok rozpadu predchádzajúcich manželstiev alebo kohabitantných vzťahov. Z tohto hľadiska môžeme považovať rodiny založené manželstvom za kompaktnejšie. Kým v rodinách založených manželstvom podiel tzv. rekonštruovaných rodín (rodina, v ktorej je aspoň jedno dieťa spriamym príbuzenským vzťahom len k jednému rodičovi) predstavuje 4,7 %, tak medzi rodinami založenými kohabitáciou je táto forma spoluzitia už oveľa rozšírenejšia a dosahuje 26,0 % [17].
- Počas SODB 2021 boli obyvatelia povinní vyplniť sčítací formulár aj za svoje nepĺnoleté deti. Pod určitou hranicou veku dieťaťa o jeho národnosti rozhoduje rodič. Táto veková hranica môže byť u jednotlivých detí individuálna, pričom nie je možné určiť konkrétnu hranicu. Na účely analýzy sú deti v cenzonej domácnosti rozdelené na dve vekové kategórie: 0 – 14 a 15 a viac rokov.

Homogamné páry sa vyznačujú vysokým podielom detí s maďarskou národnosťou tak v manželských, ako aj kohabitujúcich pároch s deťmi 0 – 14 alebo 15 a viac rokov. Najvyššie zastúpenie detí s maďarskou národnosťou je v rodinách založených manželstvom s deťmi vo veku 0 – 14 rokov. V týchto rodinách predstavujú deti maďarskej národnosti z celkového počtu 20 062 detí 95,2 %, kým deti slovenskej národnosti 1,9 %. Nižší podiel detí maďarskej národnosti v porovnaní s rodinami založenými manželstvom môžeme pozorovať pri rodinách založených kohabitáciou. Taktiež je podiel detí maďarskej národnosti v jednotlivých rodinách nižší pri vekovej kategórii 15 a viac rokov oproti vekovej kategórii 0 – 14 rokov. Presné dôvody sú ťažko identifikovateľné, ale v rodinách založených kohabitáciou môžu zohrávať kľúčovú úlohu napríklad rekonštruované rodiny (iná národnosť dieťaťa ako má homogamný

⁷ Kohabitáciou je rodinné spoluzitie partnerov bez sobáša.

kohabituujúci pár môže byť vysvetlená rodičom slovenskej národnosti dieťaťa, ktorý nežije v domácnosti). Taktiež platí pravidlo, že medzi deťmi vo vyšších vekových kategóriách, ktoré žijú s rodičmi v cenzonej domácnosti, je o niečo menej detí s maďarskou národnosťou. Tento rozdiel treba vnímať prostredníctvom spomenutej skutočnosti, že v priemere pri deťoch vo veku 0 – 14 rokov budú častejšie vyplňať sčítací formulár rodičia ako pri deťoch vo veku 15 a viac rokov. Treba tiež vziať do úvahy fakt, že na identitu detí vo vyššom veku môžu čoraz viac vplývať externé faktory mimo rodiny, resp. to, že u detí vo veku 15 a viac rokov žijúcich s rodičmi (vlastnými alebo nevlastnými) je vyššia miera rekonštruovaných rodín. Celkovo je medzi deťmi nad 15 rokov výrazne viac detí so slovenskou národnosťou, ako medzi deťmi vo veku 0 – 14 rokov. V rodinách založených manželstvom je to 4,9 % oproti 1,9 % a v rodinách založených kohabitáciou to predstavuje 6,6 % oproti 2,4 %.

Uvedené faktory vplývajú aj na heterogamné páry, v ktorých je však podiel detí s maďarskou národnosťou podstatne nižší. V rodinách založených manželstvom je podiel detí maďarskej národnosti pri oboch vekových kategóriách pod hranicou 23 %, pričom podiel detí so slovenskou národnosťou je 73 % (0 – 14 ročné) a 75 % (15 a viac ročné). Na základe týchto údajov môžeme konštatovať záver známy už z viacerých štúdií [12, 21], že asimilácia v kontexte medzigeneračného prenosu maďarskej národnosti sa najviac prejavuje v rodinách heterogamných párov. Ďalšou zaujímavou skutočnosťou je, že v rodinách heterogamných párov, vo zväzkoch založených kohabitáciou, je vyšší pomer detí maďarskej národnosti ako v rodinách založených manželstvom (na rozdiel od homogamných). V kohabitáciách to predstavuje viac ako 29 % detí s maďarskou národnosťou, zatiaľ čo v manželstvách je to pod hranicou 23 %. Jedným z dôvodov spomenutej skutočnosti môže byť aj výraznejšie zastúpenie rekonštruovaných rodín, keďže medzi heterogamnými párami zaznamenávame viac rekonštruovaných rodín ako medzi homogamnými párami.

Ďalšou skupinou podľa typu cenzonej domácnosti sú osamelí rodičia. Na základe údajov cenzonej domácnosti nepoznáme v týchto typoch rodín druhého rodiča dieťaťa. V dôsledku toho je interpretácia údajov o to náročnejšia. Tak ako pri homogamných pároch, aj tu môžeme pozorovať podobný negatívny gradient podielu detí s maďarskou národnosťou medzi deťmi vo veku 0 – 14 rokov a 15 a viac rokov. Najvyšší podiel detí s maďarskou národnosťou je v domácnostiach osamelých matiek s deťmi vo veku 0 – 14 rokov (81,6 %), zatiaľ čo v domácnostiach osamelých otcov predstavujú deti maďarskej národnosti vo veku 0 – 14 rokov 74,1 %.

I keď tradičná forma rodiny sa v súčasnej modernej dobe rýchlo transformuje⁸, stále môžeme predpokladať, že matka strávi s dieťaťom v ranom veku (0 – 6 rokov) v priemere viac času ako otec. Aj na základe jednotlivých sociologických štúdií [16, 32] je možné akceptovať, že vo všeobecnosti matka a dieťa majú z hľadiska výchovy dieťaťa k sebe bližšie. Čo sa týka napríklad materských dovolení, v roku 2021 (SODB) z 20 102 osôb v 86,7 % prípadoch čerpala materskú dovolenku žena, zatiaľ čo muži predstavovali 13,3 %. Podobných dostupných údajov týkajúcich sa výchovy dieťaťa matkou alebo otcom by, samozrejme, bolo možné nájsť ešte viac. Tento fenomén je zjavný aj pri medzigeneračnom prenose národnosti podľa pohlavia rodiča (graf č. 1). V rodinách heterogamných párov majú deti vo väčšej miere národnosť totožnú s matkou ako s otcom, t. j. rodičia v sčítacom formulári skôr uviedli národnosť matky. Teda ak má matka maďarskú národnosť, sú deti s maďarskou národnosťou

⁸ pozri. v [17] (kapitola 3: Hlavné trendy vývoja rodinných domácností).

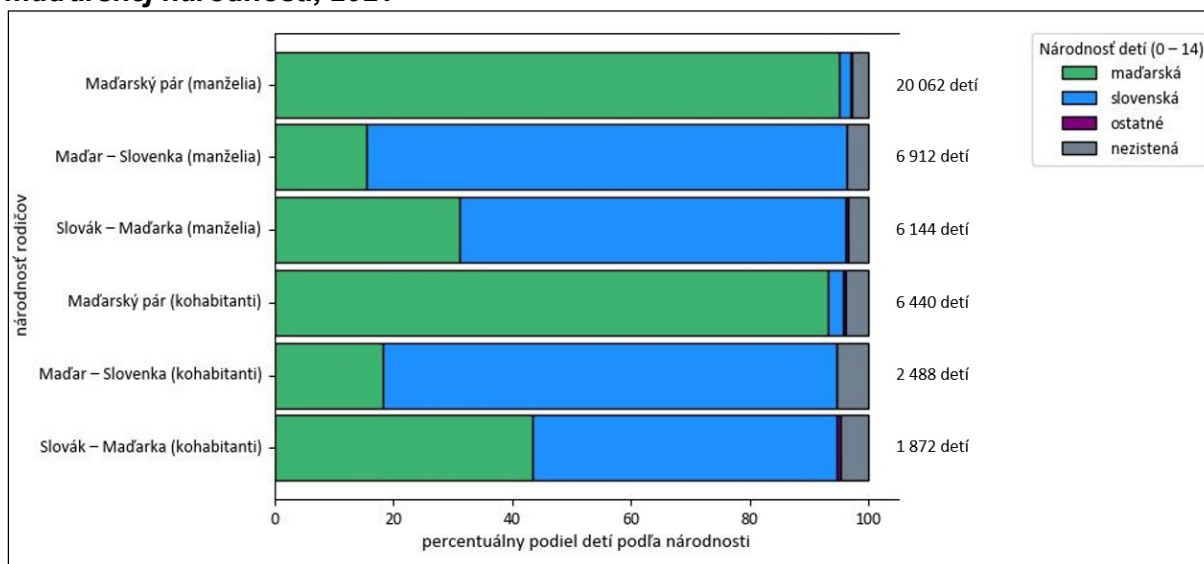
v domácnosti zastúpené vo vyššej miere. Pri heterogamných manželských pároch má maďarskú národnosť 31,2 % detí, keď je matka Maďarka a 15,4 % detí, keď je otcom Maďar. U kohabitantov sú tieto pomery vyššie. Ak je matkou Maďarka, deti s maďarskou národnosťou predstavujú 43,5 %, ak je otcom Maďar, tak 18,2 %.

Tabuľka č. 1: Národnosť detí podľa veku, typu cenzonej domácnosti a národnosti rodičov v domácnostiach aspoň s jedným rodičom maďarskej národnosti, 2021

Národnosť rodičov	Typ cenzonej domácnosti	Veková kategória detí	Národnosť detí (%)				Spolu (%)	Spolu (abs.)
			maďarská	slovenská	ostatné	nezistená		
Homogamné páry	manželský pár	0 – 14	95,2	1,9	0,1	2,8	100,0	20 062
		15 a viac	92,8	4,9	0,2	2,0	100,0	33 514
	kohabitujúci pár	0 – 14	93,3	2,4	0,6	3,8	100,0	6 440
		15 a viac	89,0	6,6	1,0	3,3	100,0	2 995
Heterogamné páry	manželský pár	0 – 14	22,9	73,3	0,3	3,5	100,0	13 056
		15 a viac	22,3	75,0	0,3	2,4	100,0	15 646
	kohabitujúci pár	0 – 14	29,1	65,6	0,3	5,0	100,0	4 360
		15 a viac	29,6	65,3	0,4	4,7	100,0	1 947
Osamelý rodič (maďarská národnosť)	osamelá matka	0 – 14	81,6	11,0	1,1	6,3	100,0	13 655
		15 a viac	79,6	16,2	0,7	3,5	100,0	23 702
	osamelý otec	0 – 14	74,1	15,5	1,2	9,2	100,0	1 294
		15 a viac	72,0	21,2	0,9	5,9	100,0	4 789

Zdroj: vlastné spracovanie, SODB 2021

Graf č. 1: Národnosť detí vo veku 0 – 14 rokov podľa národnosti rodičov v domácnostiach manželských alebo kohabitujúcich párov aspoň s jedným rodičom maďarskej národnosti, 2021



Zdroj: vlastné spracovanie, SODB 2021

Predpokladajme, že na jednotlivé deti maďarskej národnosti žijúce mimo domácnosti môžu vplývať iné faktory, resp. uplatňujú sa iné životné podmienky ako na deti maďarskej národnosti žijúce s rodičmi (je väčšia pravdepodobnosť, že sa dostanú do väčšinového slovenského prostredia, napr. odcestujú do mesta, v ktorom väčšinová populácia je slovenská, zosobášia sa so Slovákom/Slovenkou atď.). V dôsledku toho môže byť miera medzigeneračného prenosu maďarskej národnosti u týchto detí nižšia.

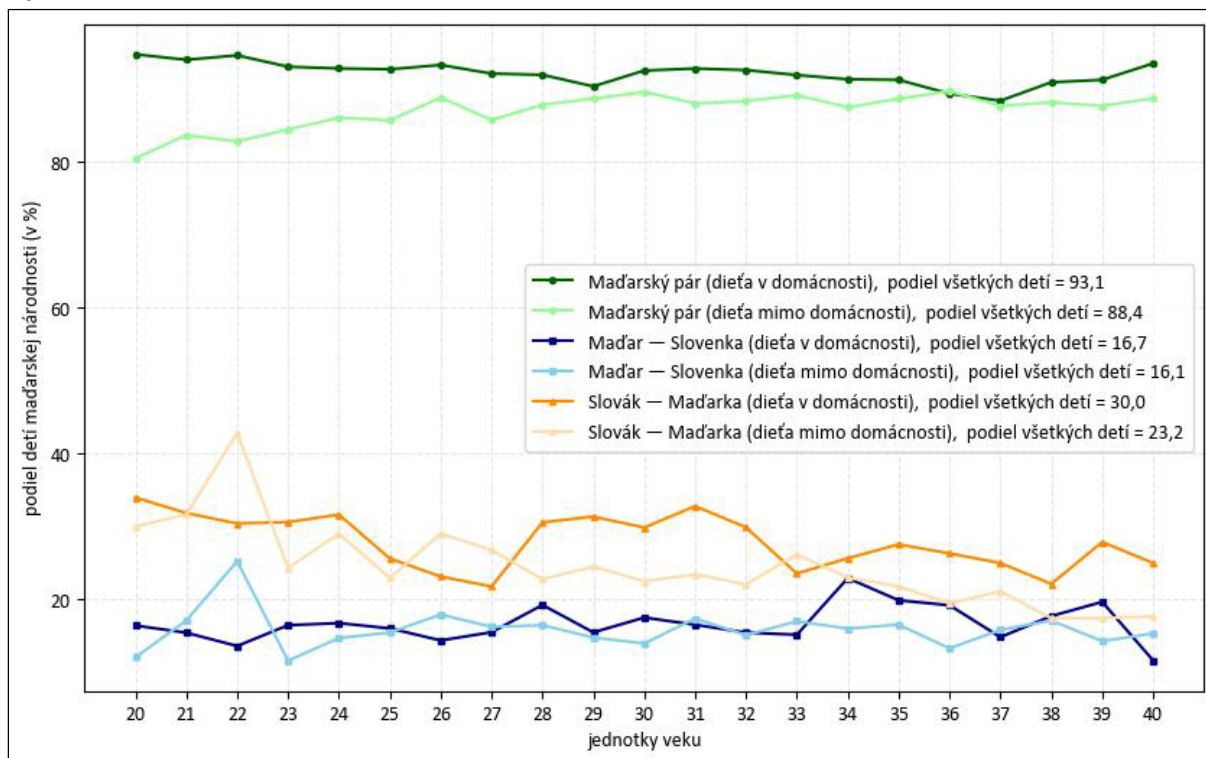
Na grafe č. 2 sú znázornené deti s maďarskou národnosťou podľa veku, prítomnosti v domácnosti svojich rodičov a národnosti rodičov, ktorí tvoria manželský pár. Aby tieto osoby predstavovali relevantnú množinu vhodnú na analýzu detí v domácnosti a mimo domácnosti, graf sa zameria na deti vo veku od 20 do 40 rokov. Pomenovanie „dieťa v domácnosti“ predstavuje dieťa maďarskej národnosti žijúce s rodičmi (manželský pár) v jednej bytovej domácnosti a „dieťa mimo domácnosti“ je dieťa maďarskej národnosti obidvoch rodičov, ktorí sú manželský pár tvoriaci jednu domácnosť, pričom dieťa už žije v inej bytovej domácnosti.

Pokiaľ ide o rodiny homogamných párov, je možné evidovať mierny, ale jasný rozdiel medzi zastúpením detí s maďarskou národnosťou v domácnosti a zastúpením detí maďarskej národnosti mimo nej. Spomedzi detí žijúcich v jednej domácnosti s rodičmi má 93,1 % detí maďarskú národnosť, kým deti s maďarskou národnosťou žijúce mimo domácnosti predstavujú 88,4 % podiel. Pri homogamných pároch Maďarov môžeme vidieť medzi deťmi maďarskej národnosti žijúcimi v domácnosti a mimo domácnosti väčší rozdiel v nižších vekových jednotkách, pričom vo vyššom veku sa hodnoty k sebe približujú. Z toho vyplýva, že u detí, ktoré sa odsťahovali z rodičovského domu skôr, alebo ani nežili s rodičmi, je nižšia miera medzigeneračného prenosu maďarskej národnosti. Keďže u osôb vo vyššom veku nie je možné zistiť, či mali v detstve inú národnosť a v dospelosti sa vrátili k pôvodnej maďarskej, je náročné s istotou povedať, či v týchto prípadoch ide o akúsi disimiláciu, alebo mali tieto kohorty aj v detstve vo vyššej miere maďarskú národnosť.

U heterogamných manželských pároch môžeme spozorovať niekoľko zaujímavostí. V rodinách, kde je matkou Maďarka, so stúpajúcim vekom dieťaťa mierne klesá miera medzigeneračného prenosu maďarskej národnosti, pričom tento pokles je výraznejší u detí žijúcich mimo domácnosti. Deti s maďarskou národnosťou vo veku od 20 do 40 rokov predstavujú 30 % podiel ak žijú s rodičmi. Ak žijú mimo domácnosti rodičov, podiel detí s maďarskou národnosťou predstavuje 23,2 %. V rodinách, v ktorých je otec Maďar, takýto rozdiel nemožno pozorovať. Medzi deťmi žijúcimi v domácnosti s rodičmi je podiel detí s maďarskou národnosťou 16,7 %, kým medzi deťmi žijúcimi mimo domácnosti je to 16,1 %.

V rodinách založených na manželstve je podiel detí s maďarskou národnosťou medzi deťmi vo vyššej vekovej kategórii (15 a viac ročné) prevažne nižší ako medzi deťmi vo veku 0 – 14 rokov. Zaujímavosťou je výnimka u detí pochádzajúcich z rodín heterogamných párov, v ktorých je otec Maďar. V týchto rodinách je podiel detí maďarskej národnosti vyšší u detí vo veku 15 a viac rokov. Ak porovnáme vekovú kategóriu detí od 20 do 40 rokov (žijúcich v domácnosti rodičov) s vekovou kategóriou detí vo veku 0 – 14 rokov (tabuľka č. 1) s rodičmi Maďar a Slovenka, vyšší podiel maďarskej národnosti evidujeme medzi staršími deťmi (16,7 % v porovnaní s 15,4 %).

Graf č. 2: Podiel detí s maďarskou národnosťou podľa veku a prítomnosti v domácnosti rodičov v rodinách manželských párov aspoň s jedným rodičom maďarskej národnosti, 2021



Zdroj: vlastné spracovanie, SODB 2021

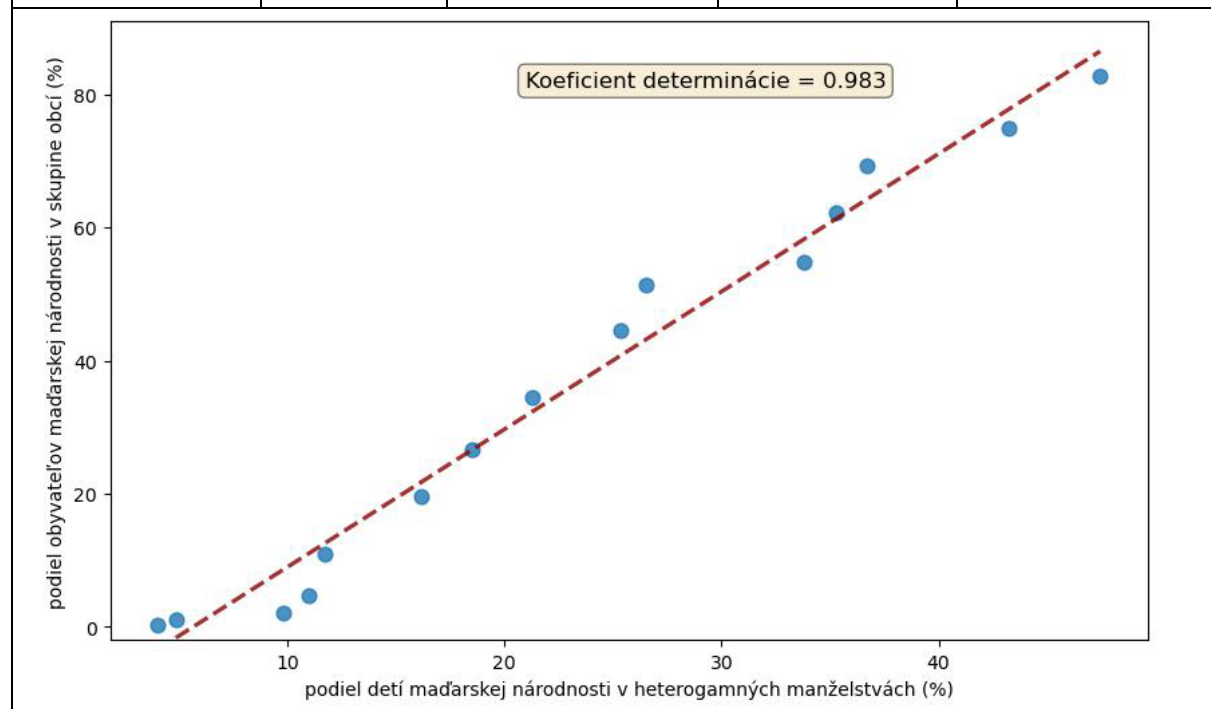
Z priestorového hľadiska je zjavné, že vo všeobecnosti v rodinách heterogamných párov, ktoré žijú v prostredí s vyšším zastúpením Maďarov, je aj miera medzigeneračného prenosu maďarskej národnosti vyššia. V tabuľke č. 2 sú jednotlivé obce rozdelené, resp. zahrnuté do jednotlivých intervalov podľa podielu obyvateľov maďarskej národnosti v obciach. Obce boli zhrnuté do vytvorených intervalov na základe optimalizačného algoritmu, ktorý sa snaží vytvoriť čo najpodobnejšie skupiny obcí podľa počtu detí heterogamných manželských párov v týchto skupinách. Ako sa dalo predpokladať, medzi sledovanými ukazovateľmi je silná pozitívna korelácia (koeficient determinácie = 98,3 %). Čím je vyšší podiel Maďarov v obci, kde heterogamný manželský pár žije, tým je väčšia pravdepodobnosť, že deti v tejto rodine budú mať maďarskú národnosť. Prekvapujúcim zistením je, že ani v skupine obcí s najvyšším podielom Maďarov (interval (78,70 – 93,60>) medzigeneračný prenos maďarskej národnosti neprevyšuje 50 %. V priemere vo vytvorených skupinách obcí, v ktorých sa podiel maďarského obyvateľstva pohybuje v rozmedzí od 54 % do 94 %, miera medzigeneračného prenosu maďarskej národnosti osciluje medzi hodnotami 34 % a 47 % (podiel detí maďarskej národnosti v heterogamných manželstvách).

Je to všeobecný pohľad, ktorý odzrkadľuje vplyv majoritného obyvateľstva na menšinu. Výsledky sú do istej miery skreslené väčšími obcami, v ktorých žije väčšina rodín heterogamných párov. Samozrejme, nájdeme mnoho obcí s väčšinovým maďarským obyvateľstvom, v ktorých je podiel medzigeneračného prenosu maďarskej národnosti v rodinách heterogamných manželských párov nad 50 %, ale sú to prevažne menšie obce alebo obce s nízkym počtom heterogamných manželstiev. Treba poznamenať, že celkovo vitalita danej národnostnej menšiny (pod čím môžeme chápať aj mieru medzigeneračného prenosu danej národnosti), v tomto

prípade maďarskej, okrem podielu maďarského obyvateľstva v obci môže závisieť aj od iných geografických, spoločenských či socio-ekonomických faktorov charakterizujúcich daný región alebo lokalitu [10, 31].

Tabuľka č. 2: Podiel obyvateľov maďarskej národnosti a podiel detí maďarskej národnosti v heterogamných manželstvách v jednotlivých skupinách obcí, 2021

Skupiny obcí podľa podielu obyvateľov maďarskej národnosti (%)	Počet obcí v intervale (abs.)	Počet detí maďarskej národnosti v heterogamných manželstvách (abs.)	Počet všetkých detí v heterogamných manželstvách (abs.)	Podiel detí maďarskej národnosti v heterogamných manželstvách (%)
<0,02 – 0,56>	492	77	1 929	4,0
(0,56 – 1,67>	185	93	1 909	4,9
(1,67 – 2,64>	48	190	1 938	9,8
(2,64 – 8,57>	54	231	2 109	11,0
(8,57 – 13,88>	34	220	1 878	11,7
(13,88 – 21,90>	29	337	2 082	16,2
(21,90 – 31,51>	38	353	1 909	18,5
(31,51 – 38,81>	31	406	1 909	21,3
(38,81 – 48,35>	41	522	2 060	25,3
(48,35 – 54,30>	32	482	1 816	26,5
(54,30 – 57,67>	23	643	1 902	33,8
(57,67 – 65,64>	41	683	1 936	35,3
(65,64 – 71,72>	57	703	1 914	36,7
(71,72 – 78,70>	69	805	1 862	43,2
(78,70 – 93,60>	112	735	1 549	47,4
Spolu	1 286	6 480	28 702	22,6



Zdroj: vlastné spracovanie, SODB 2021

5. VÝBER ZŠ PODĽA VYUČOVACIEHO JAZYKA U DETÍ V RODINÁCH ASPOŇ S JEDNÝM RODIČOM MAĎARSKEJ NÁRODNOSTI

Sieť menšinových škôl s VJM na území dnešného Slovenska existuje od vzniku Česko-Slovenska s výnimkou niektorých období, v ktorých boli školy s VJM zrušené alebo fungovali obmedzene [9]. V súčasnosti už takmer nikto nespochybňuje potrebu menšinového školstva. Jeho existencia vychádza z demokratických princípov právneho štátu. Právny rámec pre jazykové práva národnostných menšín je ukotvený v Ústave SR. Ďalšie špecifiká fungovania menšinového školstva upravuje školský zákon [41]. Podľa školského zákona (čl. 12, ods. 3) sa na Slovensku jednotlivé národnostné jazyky (vrátane maďarského jazyka) vyučujú v školách, triedach a školských zariadeniach. V zariadeniach alebo triedach s VJM sa jednotlivé predmety okrem slovenčiny a cudzích jazykov, vyučujú v maďarčine, pričom povinným predmetom je aj maďarský jazyk a literatúra. Slovenský jazyk a slovenská literatúra sa vyučuje ako povinný predmet 5-krát do týždňa.

V spoločnosti panujú rôzne názory na to, aký typ výučby by bol pre dieťa prospešnejší. V mnohých rodinách na Slovensku, a to hlavne u národnostne heterogamných rodičov, je otázka výberu školy podľa vyučovacieho jazyka pre deti často závažnou dilemou. Z rôznych dôvodov deti neštudujú vždy vo svojom materinskom jazyku, a to prevažne na základe rozhodnutia rodičov. Podľa výsledkov prieskumu Lampl [21] najčastejším dôvodom a očakávaním rodičov maďarskej národnosti pri výbere školy s VJM je vzdelávanie dieťaťa v materinskom jazyku (vzhľadom na materinský jazyk sa dieťa lepšie vzdeláva a ľahšie pochopí učivo), ale aj posilnenie jeho maďarskej identity. K výberu školy s VJS sa najčastejšie priklonia rodičia maďarskej národnosti preto, aby sa ich dieťa naučilo dobre po slovensky, keďže v tom vidia záruku jeho budúceho uplatnenia. Rodičia si vyberú cestu, ktorú považujú za prínosnejšiu pre svoje deti (hoci treba poznamenať, že tieto dve skutočnosti sa nemusia vždy vzájomne vylučovať).

Jazyk výučby dieťaťa v kontexte asimilačného vplyvu, t. j. pri koľkých obyvateľoch sa oslabuje národná identita, v prípade ak neštudovali vo svojom materinskom jazyku, by sa dalo odhadnúť len na základe prieskumov a výskumov. Z dostupných údajov použitých pre túto kapitolu nie je možné vyvodiť komplexnejšie závery o asimilácii, avšak vieme, že štúdium dieťaťa v inom ako jeho materinskom jazyku spôsobuje oslabenie jeho národnej identity [1, 21, 22]. Pri mnohých ďalších štúdiách sa jazyk vzdelávania dieťaťa považuje za jeden z viacerých aspektov odhadu asimilačných dopadov [11, 12, 40].

Jazyk výučby (predovšetkým ZŠ) je kľúčový nielen z hľadiska formovania národnej identity jednotlivca, ale aj z hľadiska formovania národnej identity jeho potomkov [20]. Práve pod zmenou pôvodnej národnej identity jednotlivca a osvojením národnej identity väčšinového národa môžeme chápať jeho asimiláciu. Z prieskumu [1] vyplýva, že práve výber ZŠ s VJS a slovenské školské prostredie je často jedným z katalyzátorov straty maďarskej identity. Podľa [20, 21] homogamné manželské páry Maďarov, ktoré navštevovali ZŠ s VJS, len v 50 % prípadov zapísali svoje deti do ZŠ s VJM, pričom rodičia absolvujúci ZŠ s VJM tak urobili vo vyše 90 % prípadov. Pokiaľ ide o používaný jazyk v domácnosti u rodičov maďarskej národnosti žijúcich v manželstve, ktorí navštevovali ZŠ s VJS, približne jedna pätina manželských párov rozpráva medzi sebou v domácnosti po slovensky a jedna štvrtina rodičov rozpráva po slovensky aj so svojimi deťmi. V manželstvách, v ktorých manželia chodili do ZŠ

s VJM, je používanie slovenského jazyka v ich domácnosti nepatrné (medzi manželmi 1 %, s deťmi 2 %).

Výber ZŠ podľa vyučovacieho jazyka úzko súvisí s niektorými faktormi. Podľa [19, 3] na Slovensku pri výbere ZŠ podľa slovenského alebo maďarského vyučovacieho jazyka namiesto objektívnych faktorov (ako napr. vybavenosť školy) dominuje skôr národnostný aspekt. V týchto rodinách, ako bolo vyššie spomenuté, silne zaváži aj vyučovací jazyk školy, ktorú rodičia navštevovali, avšak výber ZŠ súvisí aj s ďalšími faktormi. Môžeme spomenúť nižšiu národnú identitu či individuálne názory rodičov a ich presvedčenie o potrebe vzdelávania v slovenčine [21]. Morvai [29] medzi faktory zaraďuje aj absenciu materskej školy s VJM a menšie zastúpenie Maďarov v obci. Sociálne väzby budované v prostredí s väčšinovým obyvateľstvom a tým obvyklejšie používanie väčšinového jazyka, sú rozhodujúcim činiteľom pri výbere vyučovacieho jazyka ZŠ. Významným faktorom je aj používaný jazyk v domácnosti [21, 29, 3], pričom blízkosť školy, kvalita výučby, vybavenosť školy či renomé daného školského zariadenia sú ďalšie z niekoľkých faktorov, ktoré môžu ovplyvniť rozhodnutie rodičov [33].

Ak vezmeme do úvahy homogamné manželské páry, z 12 603 detí je približne 77 % zapísaných do ZŠ s VJM a 4,6 % do ZŠ, pri ktorej nie je možné určiť, či dieťa študuje v maďarčine alebo slovenčine. Pri homogamných pároch Maďarov len zriedkavo nájdeme deti so slovenskou národnosťou, zatiaľ čo ZŠ s VJS navštevuje takmer 18 % detí maďarských manželských párov. Situácia je veľmi podobná aj u kohabitujúcich maďarských párov, v ktorých žije 3 506 žiakov ZŠ (pozri tabuľka č. 3).

Pri heterogamných manželských, či kohabitujúcich pároch podiel detí, ktorým rodičia vybrali ZŠ s VJS je podobne vysoký ako medzigeneračný prenos slovenskej národnosti v týchto rodinách. Interpretáciu výsledkov aj v tomto prípade komplikujú ZŠ, pri ktorých nie je známy jazyk výučby daných detí. Je však zrejmé, že u heterogamných párov, v ktorých je matka Maďarkou, sú deti vo vyššej miere zapísané do ZŠ s VJM vtedy keď je otcom Maďar. V prípade manželských párov je to 24 % oproti 14 %, pri kohabitujúcich pároch 38 % oproti 24 %. Celkovo u heterogamných manželstvách zo 7 813 detí 18,5 % je zapísaných do ZŠ s VJM, kým v heterogamných kohabitáciách z 2 172 detí 30,2 % študuje v maďarčine.

Porovnávajúc jednotlivé skupiny podľa typu cenzonej domácnosti a národnosti rodičov, druhý najvyšší počet žiakov ZŠ predstavujú deti v domácnostiach osamelých matiek maďarskej národnosti (7 603). Z nich 68 % navštevuje ZŠ s VJM a 26 % študuje na ZŠ v slovenčine. Pri takmer 6 % detí nevieme s istotou povedať, či študujú v triede s VJM alebo VJS. V domácnostiach osamelých otcov maďarskej národnosti žije podstatne nižší počet žiakov ZŠ, a to 997. Deti žijúce s otcom, študujú v menšej miere na ZŠ s VJM, je to v podiele 63 %. Tento rozdiel môže byť spôsobený aj vplyvom druhého rodiča, keďže celkovo viac Maďarov si vyberá za svoju partnerku Slovenku, ako Maďariet Slováka.

Tabuľka č. 3: Jazyk vzdelávania dieťaťa v ZŠ podľa národnosti rodičov a typu cenzovej domácnosti v domácnostiach aspoň s jedným rodičom maďarskej národnosti, 2021

Typ cenzovej domácnosti	Národnosť rodičov	Deti podľa vyučovacieho jazyka ZŠ (%)				Spolu (%)	Spolu (abs.)
		VJM	VJS	VJM a VJS	iný		
Manželský pár	maďarský pár	77,4	17,9	4,6	0,1	100,0	12 603
	Maďar — Slovenka	13,7	82,8	3,3	0,2	100,0	4 178
	Slovák — Maďarka	24,1	71,6	4,0	0,4	100,0	3 635
Kohabitujúci pár	maďarský pár	77,4	15,1	7,4	0,0	100,0	3 506
	Maďar — Slovenka	24,4	71,9	3,5	0,2	100,0	1 233
	Slovák — Maďarka	37,8	56,1	6,1	0,0	100,0	939
Osamelý rodič	osamelá matka	68,1	25,8	6,0	0,1	100,0	7 603
	osamelý otec	63,5	29,4	6,8	0,3	100,0	997

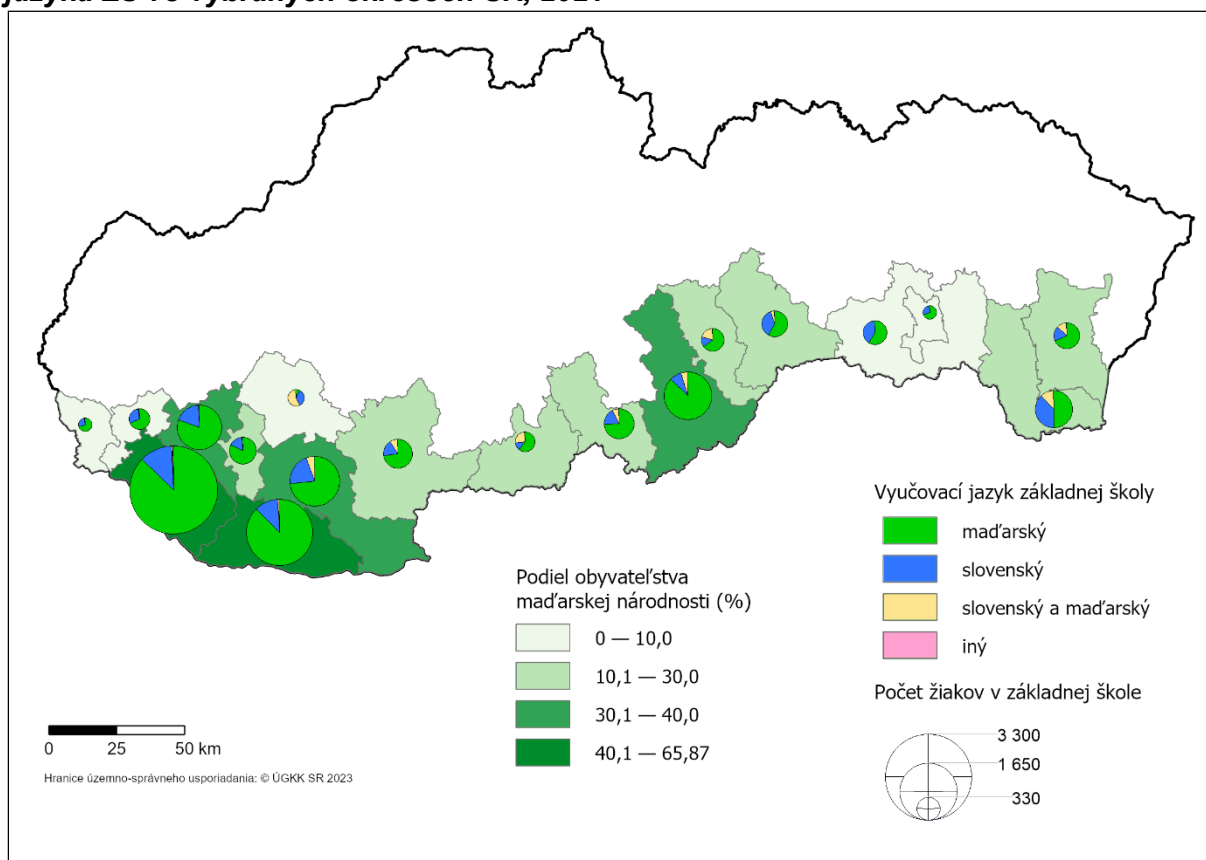
Zdroj: vlastné spracovanie, SODB 2021, CVTI 2020/2021

Treba zdôrazniť, že jednotlivé charakteristiky maďarského obyvateľstva na Slovensku sa líšia od regiónu k regiónu. To platí aj pri výbere ZŠ podľa vyučovacieho jazyka u jednotlivých homogamných, či heterogamných pároch na Slovensku [20, 30]. Inú situáciu a preferencie budú mať Maďari v okrese Dunajská Streda, v ktorom žijú kompaktné ako väčšinové obyvateľstvo, a iné napríklad v okrese Nitra, v ktorom žijú Maďari priestorovo viac rozptýlene, a v menšom podiele v obciach. Na analýzu výberu ZŠ podľa vyučovacieho jazyka pre dieťa na úrovni okresov bolo vybratých 16 južných okresov, v ktorých je podľa súčasného pobytu najvyšší podiel obyvateľov s maďarskou národnosťou (v rozpätí od 4 % do 66 %). K tomuto zoznamu boli pridané ešte mestské okresy Bratislavy a Košíc, spojené do samostatných celkov (mesto Bratislava a mesto Košice), s podielom obyvateľstva maďarskej národnosti 2,4 % a 2,5 %. Predmetom analýzy je teda 18 územných celkov. Ostatné okresy disponujú menším podielom maďarskej národnostnej menšiny ako 1 %.

V rodinách homogamných manželských párov žije 12 603 žiakov ZŠ, z ktorých polovica žije len v troch okresoch južného Slovenska, a to v Dunajskej Strede (3 250), Komárne (1 992) a Nových Zámkoch (1 139). Najmenej z nich žije v meste Košice (97), potom v Bratislave (117) a v okrese Nitra (158). Čo sa týka jazyka vzdelávania žiakov ZŠ homogamných manželských párov, najviac detí študuje v ZŠ s VJM práve v okresoch, v ktorých je zastúpenie maďarskej národnostnej menšiny najväčšie. Sú to okresy Komárno (87,5 %), Rimavská Sobota (87,3 %) a Dunajská Streda (87,1 %). Aj keď je okres Rimavská Sobota na druhom mieste, podiel žiakov ZŠ študujúcich v škole, v ktorej sú triedy s VJM aj VJS, je 4,6 % (čiže v tomto okrese môže študovať podielovo najviac detí homogamných manželských párov v maďarčine). V ostatných okresoch s nižším zastúpením maďarského obyvateľstva je podiel žiakov ZŠ v homogamných manželstvách navštevujúcich ZŠ s VJM podstatne nižší. Na tieto regionálne rozdiely vplyva skutočnosť, či maďarské obyvateľstvo žije kompaktné alebo rozptýlene v priestore [20]. Najnižší podiel detí v homogamných manželstvách navštevujúcich ZŠ s VJM je v okrese Nitra (8,2 %). Ďalších 57,6 % detí študuje v ZŠ, v ktorej je v jednotlivých triedach aj možnosť štúdia v maďarskom jazyku. V tomto okrese žije najpočetnejšia maďarská diaspora na Slovensku [6, 34] a práve v tomto okrese môžeme zaznamenať najvyšší dlhodobý pokles počtu detí v ZŠ s VJM, ktorý ovplyvnil aj existenciu a životaschopnosť škôl s VJM v regióne [30]. Tiež relatívne nízky podiel žiakov ZŠ navštevujúcich školu s VJM zaznamenávame v rodinách

homogamných manželských párov v okresoch Trebišov (49,6 %), Rožňava (57,3 %) a Košice-okolie (57,8 %)⁹.

Mapa č. 1: Žiaci ZŠ v rodinách homogamných manželských párov podľa vyučovacieho jazyka ZŠ vo vybraných okresoch SR, 2021



Zdroj: vlastné spracovanie, SODB 2021, CVTI 2020/2021

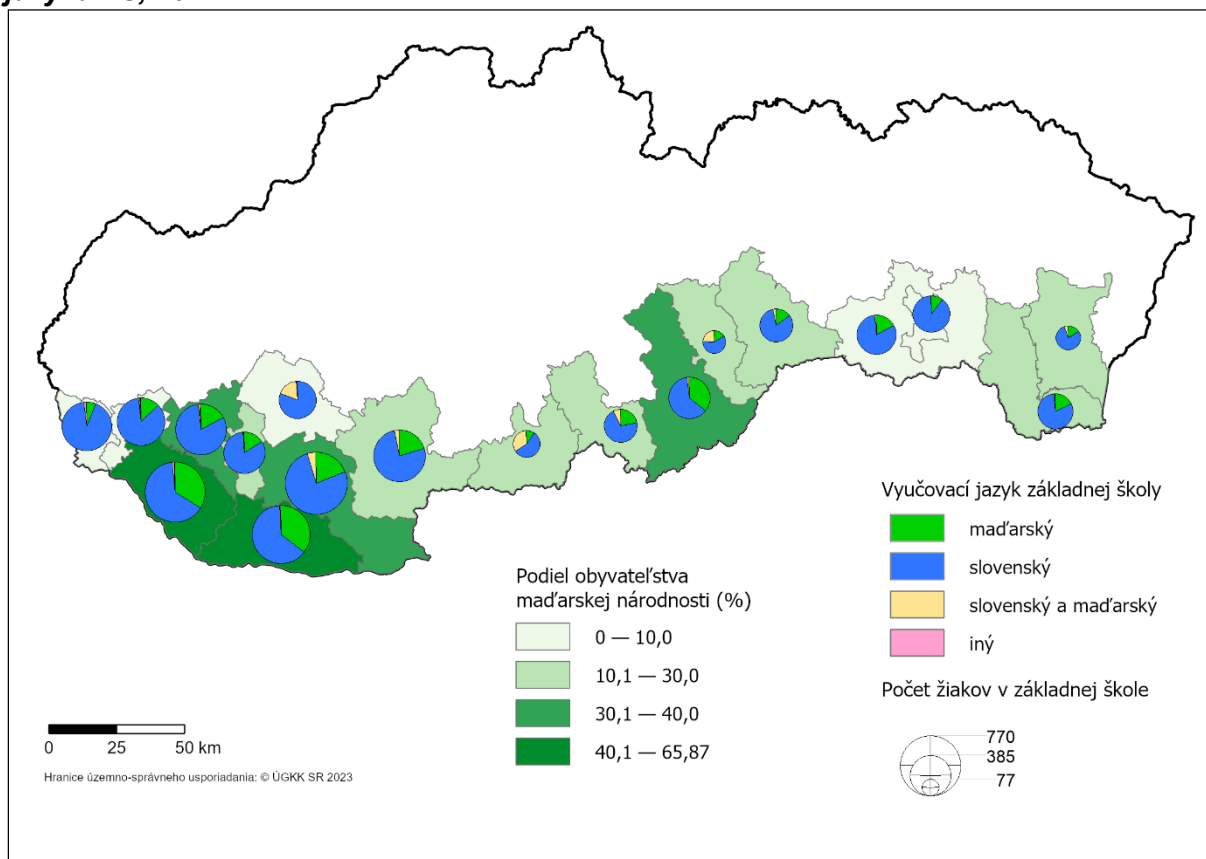
V rodinách heterogamných manželských párov žije 7 813 žiakov ZŠ. Najväčší počet týchto detí žije v okrese Nové Zámky (762), ďalej v okresoch Dunajská Streda (732) a Komárno (697). Tak ako pri homogamných pároch, aj tu môžeme pozorovať jasné regionálne diferencie v kontexte výberu vyučovacieho jazyka ZŠ. Najviac žiakov ZŠ v heterogamných manželstvách navštevuje ZŠ s VJM v okresoch Rimavská Sobota (35,8 %), Komárno (35,4 %) a Dunajská Streda (34,0 %), pričom podiel týchto detí v ZŠ s triedami s VJM aj VJS, je vo všetkých troch okresoch pod 2 %. V okrese Nitra z 304 žiakov ZŠ žijúcich v rodine heterogamných manželských párov, ani jedno dieťa nie je zapísané do ZŠ s VJM (takéto zariadenie je v celom okrese len jedno, v obci Kolíňany)¹⁰. Do školského zariadenia s triedami s VJM aj VJS je zapísaných 19,1 % detí, pričom v slovenčine študuje až 80,3 % detí heterogamných manželov. Menej ako 15 % detí heterogamných manželstiev študuje v ZŠ s VJM ešte v meste Bratislava (6,6 %), v okrese Veľký Krtíš (10,5 % navštevuje ZŠ s VJM, ale 35,1 % školu, v ktorej sa nachádzajú triedy s VJM aj VJS), v meste Košice (11,3 %) a v okrese Senec (13,2 %).¹¹

⁹ Tabuľka v prílohe 1.

¹⁰ Podľa CVTI (2021).

¹¹ Tabuľka v prílohe 2.

Mapa č. 2: Žiaci ZŠ v rodinách heterogamných manželských párov podľa vyučovacieho jazyka ZŠ, 2021



Zdroj: vlastné spracovanie, SODB 2021, CVTI 2020/2021

6. ZÁVER

Príspevok je zameraný na skúmanie medzigeneračného prenosu národnosti a výberu ZŠ podľa vyučovacieho jazyka dieťaťa v rodinách aspoň s jedným rodičom maďarskej národnosti. Údaje použité v tomto príspevku pochádzajú z vyčerpávajúceho zisťovania SODB 2021, pričom jednotlivé závery príspevku sa z veľkej časti zhodujú s výsledkami niektorých doteraz realizovaných výskumov a prieskumov. Zistené výsledky možno zhrnúť v niekoľkých bodoch.

Už na základe viacerých predchádzajúcich štúdií bolo zrejmé, že intenzita medzigeneračného prenosu maďarskej národnosti je omnoho nižšia v národnostne zmiešaných rodinách, zatiaľ čo rodiny čisto maďarských párov majú silnejšie puto k udržiavaniu maďarskej identity. Kým v rodinách homogamných manželských párov má maďarskú národnosť viac ako 93 % detí, v rodinách heterogamných manželských párov je to len 23 % detí. V rodinách heterogamných párov je možné vidieť jasné rozdiely, ak je matka Maďarka alebo Slovenka. V rodinách, v ktorých je matkou Maďarka, je podielovo až dvakrát viac detí maďarskej národnosti. Miera medzigeneračného prenosu národnosti úzko súvisí aj s etnickým prostredím, v ktorom daná rodina žije. Vo všeobecnosti v rodinách heterogamných manželských párov platí pravidlo: čím je podiel skupiny maďarského obyvateľstva v danej obci nižší/vyšší, tým je v rodinách heterogamných manželských párov priamo úmerne nižšia/vyššia miera medzigeneračného prenosu maďarskej národnosti. To znamená, že sa uplatňuje efekt, resp. vplyv majoritného prostredia Slovákov alebo Maďarov v obci. Vplyv majoritného prostredia na menšinu sa zjavne uplatňuje nielen na lokálnej úrovni (majorita v obci),

ale aj na celoštátnej úrovni (skutočnosť, že majoritné obyvateľstvo Slovenska sú Slováci). Tento záver vychádza z faktu, že v skupinách obcí s podielom obyvateľstva maďarskej národnosti nad 50 % miera medzigeneračného prenosu maďarskej národnosti v rodinách heterogamných manželských párov nepresahuje 50 %. Výsledky ukázali aj to, že 15 a viac ročné deti sú v rodinách homogamných či heterogamných párov vo vyššej miere prihlásené k slovenskej národnosti ako deti vo veku 0 – 14 rokov. Presné dôvody sú ťažko identifikovateľné, patria medzi ne hlavne tieto: sčítací formulár v nižšom veku dieťaťa vyplnili rodičia, identita dieťaťa vo vyššom veku môže byť vo väčšej miere ovplyvnená externým prostredím mimo rodiny, u detí vo veku 15 a viac rokov je vyššia miera rekonštruovaných rodín. Vplyv externých faktorov na národnosť dieťaťa žijúceho mimo rodiny je viditeľný pri porovnávaní podielov detí maďarskej národnosti žijúcich v domácnosti s rodičmi a detí mimo rodičovskej domácnosti (graf č. 2). Z porovnania vyplýva, že medzi deťmi homogamných párov Maďarov nežijúcich s rodičmi je menej detí s maďarskou národnosťou (tento rozdiel predstavuje 4,7 p. b.).

Medzi podielom maďarských detí v nižších (0 – 14 rokov) a vyšších (15 a viac) vekových kategóriách teda evidujeme určitý rozdiel, avšak tento rozdiel nie je zásadný¹². Aj na základe týchto výsledkov je možné súhlasiť s tvrdením [23], že pri medzigeneračnom prenose národnej identity je dôležitá skôr skorá socializácia dieťaťa, ktorá predurčuje jeho identitu v dospelosti. Podľa nej práve druhý stupeň socializácie dieťaťa z hľadiska národnej identity (po socializácii v rodinnom prostredí) predstavuje vyučovací jazyk ZŠ. Nedostatkom ukazovateľa výberu vyučovacieho jazyka ZŠ pre dieťa z hľadiska merania asimilácie je, že nepoznáme konkrétne údaje o tom, koľko obyvateľov maďarskej národnosti neštudujúcich vo svojom národnostnom jazyku následne zmení svoju národnosť. Z údajov je síce možné zistiť koľko detí navštevujúcich školu s VJS má slovenskú národnosť¹³, ale nepoznáme kauzalitu medzi národnou identitou dieťaťa a vyučovacím jazykom navštevovanej ZŠ, t. j. dieťa rodičov maďarskej národnosti má slovenskú národnosť v dôsledku jeho socializácie v rodine alebo preto, že chodí do ZŠ s VJS. Z údajov však jednoznačne vyplýva, že v rodinách homogamných aj heterogamných párov navštevuje viac detí ZŠ s VJS ako je detí so slovenskou národnosťou. Napríklad v rodinách homogamných manželských párov Maďarov až 18 % detí navštevuje ZŠ s VJS, pričom celkovo len 2 % detí má slovenskú národnosť. Pri heterogamných manželských pároch 77 % detí navštevuje ZŠ s VJS a celkovo 72 % detí má slovenskú národnosť. Tak ako pri medzigeneračnom prenose národnosti aj pri výbere vyučovacieho jazyka ZŠ pre dieťa môžeme pozorovať určité priestorové diferencie, pričom aj tu platí pravidlo, že v rodinách manželských párov podielovo najviac detí navštevuje ZŠ s VJM v okresoch s najvyšším podielom maďarskej národnostnej menšiny.

Je dôležité poznamenať, že potenciál údajov z SODB 2021 je omnoho väčší. Zahrnutím ďalších údajov do podobných analýz či kombinovaním rôznych premenných dostupných z SODB 2021, sa v budúcnosti môžu ďalej rozšíriť poznatky v tejto oblasti.

¹² V homogamných manželstvách Maďarov a heterogamných manželstvách Maďarka a Slovákajú deti vo veku 15 a viac rokov nižšiu hodnotu v porovnaní s deťmi vo veku 0 – 14 rokov priemerne o 2 p. b.. V heterogamných manželstvách Maďarka a Slovenky majú deti vo veku 15 a viac rokov v porovnaní s deťmi vo veku 0 – 14 rokov hodnotu vyššiu o jeden p. b. [17].

¹³ Z 250 žiakov ZŠ so slovenskou národnosťou v rodine homogamných manželských párov dvoch Maďarov až 69 % žiakov navštevuje ZŠ s VJS.

Príloha č. 1: Žiaci ZŠ v rodinách homogamných manželských párov podľa vyučovacieho jazyka ZŠ v okresoch SR, 2021

Okres súčasného pobytu homogamného manželského páru	Deti podľa vyučovacieho jazyka ZŠ (abs.)				Deti spolu (abs.)
	VJM	VJS	VJM aj VJS	iný	
Okres Dunajská Streda	2 832	399	13	6	3 250
Okres Komárno	1 742	236	14	0	1 992
Okres Nové Zámky	832	246	61	0	1 139
Okres Rimavská Sobota	977	90	52	0	1 119
Okres Galanta	791	194	1	1	987
Okres Trebišov	333	258	80	0	671
Okres Lučenec	350	87	35	0	472
Okres Levice	335	87	43	0	465
Okres Šaľa	315	65	3	0	383
Okres Michalovce	242	71	46	0	359
Okres Rožňava	197	130	17	0	344
Okres Košice - okolie	181	131	1	0	313
Okres Revúca	175	39	58	0	272
Okres Senec	162	74	2	1	239
Okres Veľký Krtíš	128	27	60	0	215
Okres Nitra	13	54	91	0	158
Mesto Bratislava	80	35	0	2	117
Mesto Košice	66	31	0	0	97
Ostatné okresy	0	8	3	0	11
Slovensko	9 751	2 262	580	10	12 603

Zdroj: vlastné spracovanie, SODB 2021, CVTI 2020/2021

Príloha č. 2: Žiaci ZŠ v rodinách heterogamných manželských párov podľa vyučovacieho jazyka ZŠ v okresoch SR, 2021

Okres súčasného pobytu heterogamného manželského páru	Deti podľa vyučovacieho jazyka ZŠ (abs.)				Deti spolu (abs.)
	VJM	VJS	VJM aj VJS	iný	
Okres Nové Zámky	146	582	34	0	762
Okres Dunajská Streda	249	472	9	2	732
Okres Komárno	247	446	4	0	697
Okres Levice	118	432	16	0	566
Okres Galanta	95	435	5	3	538
Mesto Bratislava	34	473	0	8	515
Okres Senec	61	394	4	3	462
Okres Šaľa	61	305	2	1	369
Okres Rimavská Sobota	130	227	6	0	363
Okres Košice - okolie	62	288	5	0	355
Okres Nitra	0	244	58	2	304
Mesto Košice	34	267	0	0	301
Okres Trebišov	53	226	3	0	282
Okres Lučenec	58	183	19	0	260
Okres Rožňava	39	205	8	0	252
Okres Veľký Krtíš	18	93	60	0	171
Okres Michalovce	23	106	7	0	136
Okres Revúca	21	71	31	0	123
Ostatné okresy	0	611	10	4	625
Slovensko	1 449	6 060	281	23	7 813

Zdroj: vlastné spracovanie, SODB 2021, CVTI 2020/2021

LITERATÚRA

- [1] ÁRENDÁS, ZS.: Az iskolaválasztás elbeszélései. In: TÁRSADALMI EGYÜTTÉLÉS - A KISEBBSÉGI LÉT DIMENZIÓI. INTERDISZCIPLINÁRIS E-FOLYÓIRAT 2063-6288, 2012, č. 1, s. 14 – 15.
- [2] BALIZS, D.: Mérhető asszimiláció? – Módszerek az etnikai hasonulás nyomkövetésére. In: Földrajzi Közlemények. Budapest: MTA CSFK, 2016, č. 2, s. 135 – 151.
- [3] BÁLINT, A. – VINCZE, L.: Adalékok a felvidéki magyarok iskolaválasztási szokásainak hátteréhez. In: Educatio. Budapest: Oktatókutató és Fejlesztő Intézet, 2009, č. 1, s. 126 – 129.
- [4] BERRY, J. W.: Acculturation and Adaptation in a New Society. In: International Migration. Kingston (Ontario, Canada): Queen's University, 1992, č. 1, s. 69 – 85.
- [5] BERRY, J. W.: Theories and models of acculturation. In: S. J. Schwartz & J. B. Unger (Eds.): The Oxford handbook of acculturation and health. Oxford: Oxford University Press, 2017, s. 15 – 28.
- [6] BODÓ, B.: Internal Diaspora – Assimilation – Formation of the Internal Diaspora. In: Acta Universitatis Sapientiae. Kluž: Sapientia University Cluj-Napoca, 2010, č. 1, s. 59 – 82.
- [7] BOTÍK, J.: Enkláva a diaspora ako zvláštne formy spoločenstva ľudí. In: Slovenský národopis. Bratislava: Slovenská akadémia vied, 1973, č. 4, s. 495 – 509.

- [8] DAVID, L. S.: Acculturation: conceptual background and core components. In: D. L. Sam & J. W. Berry (Eds.), *The Cambridge handbook of acculturation psychology*. New York: Cambridge University Press, 2006, s. 11 – 26.
- [9] GAŽOVIČOVÁ, T.: Maďarský jazyk a základné školy na Slovensku –národnostné jazykové politiky nepripúšťajú strednú cestu. In: *Varii sunt colores: štúdie o otázkach mnohojazyčnosti, identity a kultúrnej mnohotvárnosti*. Bratislava: Univerzita Komenského v Bratislave, 2017, s. 13 – 15.
- [10] GILES, H. a kol.: *Towards a theory of language in ethnic group relations*. In: *Language, Ethnicity and Intergroup Relations*. Bristol: University of Bristol, 1977, s. 306 – 348.
- [11] GORDON, M.: *Assimilation in American Life: The Role of Race, Religion, and National Origins*. New York: Oxford University Press, 1964, s. 276. ISBN 9780195008968
- [12] GYURGYÍK, L.: Asszimilációs folyamatok a szlovákiai magyarság körében. In: *Regio: kisebbség, politika, társadalom*. Pozsony: Kalligram, 2004, č. 1, s. 121 – 150.
- [13] GYURGYÍK, L.: A szlovákiai magyarság demográfiai folyamatai a kilencvenes évektől napjainkig, különös tekintettel az ezredforduló utáni évekre. In: Tóth Károly (szerk.): *Hatékony érdekérvényesítés. A Szlovákiai Magyarok Kerekasztala előadásai dokumentumai*. Šamorín: Fórum inštitút pre výskum menšín, 2009, s. 31 – 40.
- [14] GYURGYÍK, L.: Egy csökkenés anatómiája – A szlovákiai magyarság demográfiai folyamatai az 1990-es évektől napjainkig. In: Tóth K. (szerk.), *Nyelvi jogok I.*. Šamorín: Fórum inštitút pre výskum menšín, 2013, s. 137 – 149.
- [15] GYURGYÍK, L.: A vegyes házasságok (házasságkötések) alakulása Szlovákiában, különös tekintettel a magyar lakosságra. In: *Fórum*. Šamorín: Fórum inštitút pre výskum menšín, 2014, č. 2, s. 21 – 38.
- [16] HUDECOVÁ, A.: Rola otca a rola matky v súčasnej rodine v ére postmodernej spoločnosti. In: *Studia Scientifica Facultatis Paedagogicae Universitas Catholica Ružomberok*. Ružomberok: Katolícka univerzita v Ružomberku, 2019, č. 3, s. 9 – 16.
- [17] IVANČÍKOVÁ, L. – PODMANICKÁ, Z. a kol.: *Štatistika v súvislostiach: Rodinné správanie populácie Slovenska*. Bratislava: Štatistický úrad SR, 2023, s. 228. ISBN 978-80-8121-944-3.
- [18] KAPITÁNY, B.: Kárpát-medencei népszámlálási körkép. In: *Demográfia*, 2013, č. 1, s. 25 – 64.
- [19] LAMPL, ZS.: A saját útját járó gyermek – Három szociológiai tanulmány a szlovákiai magyarokról (Dieťa chodiace po vlastnej ceste. Tri sociologické štúdie o Maďaroch na Slovensku). Bratislava: Madách-Posonium, 1999, s. 109, ISBN 80-7089-279-X.
- [20] LAMPL, ZS.: A nemzeti identitás, avagy a magyar márka megőrzése. In: Tóth Károly (szerk.): *Hatékony érdekérvényesítés: A Szlovákiai Magyarok Kerekasztala előadásai és dokumentumai*. Šamorín: Fórum inštitút pre výskum menšín, 2009, s. 41 – 50, ISBN 978-80-89249-26-8
- [21] LAMPL, ZS.: *Sociológia Maďarov na Slovensku: 1. zväzok*. Slovenský a Maďar. Šamorín: Fórum inštitút pre výskum menšín, 2013, s. 144. ISBN 978-80-89249-68-8
- [22] LAMPL, ZS.: Fontos-e a szlovákiai magyar fiataloknak magyarnak lenni és annak maradni? In: *Külhoni magyar ifjúságkutatás: Metszetek II., Nemzetiségstratégiai kutatóintézet*, 2014, s. 78 – 92.
- [23] LAMPL, ZS.: A szlovákiai magyarok nemzeti identitásának néhány vetülete korcsoportos megközelítésben (Vybrané aspekty národnej identity slovenských

- Maďarov z pohľadu vekových skupín). In: Fórum Társadalomtudományi Szemle, 2015, č. 3, s. 3 – 23.
- [24] LAMPL, ZS.: Príčiny úbytku Maďarov na Slovensku v období 1991-2011. In: Humanum. Varšava: Instytut Studiów, 2016, č. 2, s. 123 – 127.
- [25] LAMPL, ZS.: Magyar szülő egyenlő magyar gyermek? In: Gyermekek kisebbségben: Konferenciakötet a kisebbségben (is) élő gyermekekről. Šamorín: Občianske združenie FutuReg, 2018, s. 17 – 24.
- [26] MAJO, J.: Slováci a Maďari v zmiešaných rodinách. Niekoľko postrehov o reprodukcii etnicít v kontaktnom priestore. In: Časovo-priestorové aspekty regionálnych štruktúr ČR a SR. Bratislava: Univerzita Komenského v Bratislave, 2011, s. 69 – 74.
- [27] MAJO, J.: Niekoľko poznámok k fenoménu etnicity v súčasnej slovenskej humánnej geografii. In: Acta Geographica Universitatis Comenianae. Bratislava: Univerzita Komenského v Bratislave, 2014, s. 149 – 172
- [28] MARTONYIK, J.: Az etnikai identitás összefüggései a szlovákok és a magyarok kölcsönös felfogásában. In: Fórum Társadalomtudományi szemle, XXI. Ročník. Šamorín: Fórum inštitút pre výskum menšín, 2019, č. 4, s. 49 – 60.
- [29] MORVAI, T.: „Duplán teljesít“. Iskolaválasztás Zoborvidéken. In: Kisebbségkutatás, 2013, č. 4, s. 60 – 73.
- [30] MORVAI, T. – SZARKA, L.: A magyar tannyelvű iskolák választása Dél-Szlovákiában. In: Kisebbségkutatás. Šamorín: Fórum inštitút pre výskum menšín, 2012, č. 3, s. 536 – 567.
- [31] OČOVSKÝ, Š.: Faktory zmien etnickej štruktúry obyvateľstva na Slovensku v 20. storočí. In: Geographia Slovaca. Bratislava: Slovenská akadémia vied, 1992, č. 1, s. 47 – 54.
- [32] POTOČÁROVÁ, M.: Teória vzťahovej väzby a rodinná výchova. In: Peagogica. Bratislava: Univerzita Komenského v Bratislave, 2013, s. 85 – 105.
- [33] RÁKÓCZI, K. – TAMÁS, K.: Szülői motivációk a szlovákiai magyar óvodaválasztásban. In: Kisebbségi szemle, 2018, č. 2, s. 31 – 56.
- [34] SÉRA, M.: Motivations Influencing the Choice of School in the Hungarian Language Public Educational Institutions in Zoboralja. In: Acta Universitatis Sapientiae. Cluj-Napoca: Sapientia Hungarian University of Transylvania, 2014, č. 6, s. 79 – 102.
- [35] SZILÁGYI, N. S.: Észrevételek a romániai magyar népesség fogyásáról, különös tekintettel az asszimilációra. In: Magyar Kisebbség, 2002, č. 4, s. 64 – 96.
- [36] SZILÁGYI, N. S.: Az asszimiláció és hatása a népesedési folyamatokra. In: Kiss Tamás (szerk.): Népesedési folyamatok az ezredfordulón Erdélyben, 2004, s. 157 — 234.
- [37] ŠPROCHA, B.: Ethnic Differences in Family Formation and Patterns of Exogamy in Slovakia. In: Hungarian Journal of Minority Studies. Budapešť: Nemzetpolitikai Kutatóintézet, 2019, č. 1, s. 59 – 104.
- [38] TÁTRAI, P.: A demográfiai asszimiláció számszerűsítésének lehetőségei a szlovákiai magyarok 2021-es népszámlálási adatai példáján. In: Kisebbségi szemle. Budapešť: Nemzetpolitikai Kutatóintézet, 2023, č. 3, s. 35 – 70.
- [39] TESKE, R. H. C. – NELSON, B. H.: Acculturation and assimilation: a clarification. In: American Ethnologist. Cambridge: University of Cambridge, 1974, č. 1, s. 351 – 367.
- [40] YINGER, M. J.: Ethnicity: Source of Strength? Source of Conflict?. 1994, s. 510. ISBN 978-0791417980.
- [41] Zákon č. 245/2008 Z. z. o výchove a vzdelávaní (školský zákon) a o zmene a doplnení niektorých zákonov.

RESUMÉ

Zmena početnosti určitej národnostnej skupiny môže byť spôsobená niekoľkými faktormi. Jedným z týchto faktorov je asimilácia, ktorá je celkovo veľmi ťažko merateľným procesom a existuje niekoľko jej dimenzií, ktoré môžu byť predmetom merania. Odborná verejnosť na Slovensku zaoberajúca sa touto témou používala niekoľko prístupov na odhadnutie intenzity asimilácie maďarskej národnostnej menšiny. V článku sú tieto prístupy, pri ktorých sa použila štatistika vyčerpávajúceho zisťovania, kategorizované do šiestich skupín. Príspevok sa ďalej detailnejšie zaoberá medzigeneračným prenosom národnosti a výberom základnej školy pre deti v rodinách aspoň s jedným rodičom maďarskej národnosti. Predmetom analýzy sú deti národnostne homogamných a heterogamných párov, pričom sa sleduje podiel detí s maďarskou národnosťou z hľadiska ich veku, prítomnosti v domácnosti rodičov, národnosti rodičov, etnického prostredia a vyučovacieho jazyka základnej školy, ktorú tieto deti navštevujú.

RESUME

A change in the size of an ethnic group can be caused by several factors. One of these factors is assimilation, which is generally a very difficult process to measure, and it also has several dimensions that can be measured. Several approaches have been used by experts in Slovakia dealing with this topic to estimate the intensity of assimilation in case of the Hungarian national minority. In this paper, these approaches which have been used in this exhaustive survey, are categorized into six groups. The paper further discusses in more detail the intergenerational transmission of ethnicity and the language choice of primary education for children in families with at least one parent of Hungarian nationality. The subject of the analysis are children of ethnically homogamous and heterogamous couples, while monitoring the share of children with Hungarian nationality in terms of their age, presence in the parents' household, parents' nationality, ethnic background and the language of instruction of the primary school attended by these children.

PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS

Mgr. Kristián Óvári absolvoval magisterské štúdium na Katedre ekonomickej a sociálnej geografie, demografie a územného rozvoja na Prírodovedeckej fakulte Univerzity Komenského. V Štatistickom úrade SR pôsobí od roku 2021, kde sa v projekte SODB 2021 venoval metodike integrácie databáz z administratívnych zdrojov údajov. V súčasnosti sa na projekte podieľa hlavne dátovými analýzami a prípravou podkladov na disemináciu výsledkov.

KONTAKT

kristian.ovari@statistics.sk

Branislav ŠPROCHA
INFOSTAT – Výskumné demografické centrum
Centrum spoločenských a psychologických vied SAV, v. v. i.

**NIEKTORÉ ASPEKTY RODINNÉHO A REPRODUKČNÉHO SPRÁVANIA OSÔB
MARGINALIZOVANÝCH RÓMSKÝCH KOMUNÍT NA SLOVENSKU PODĽA
VÝSLEDKOV ZISŤOVANIA EU-SILC MRK 2020¹**

**SOME ASPECTS OF FAMILY AND REPRODUCTIVE BEHAVIOR OF PERSONS
FROM MARGINALIZED ROMA COMMUNITIES IN SLOVAKIA ACCORDING TO
THE RESULTS OF THE EU-SILC MRK 2020 SURVEY**

ABSTRAKT

Cieľom príspevku je prostredníctvom dostupných údajov získaných v rámci zisťovania EU-SILC MRK 2020 analyzovať niektoré aspekty rodinného a reprodukčného správania osôb žijúcich v marginalizovaných rómskych komunitách na Slovensku. Získané výsledky potvrdili výrazne mladšiu vekovú štruktúru týchto osôb, značný reprodukčný potenciál pre ďalší populačný vývoj, ako aj veľmi nízke zastúpenie seniorskej zložky a tým aj zaťaženie produktívnej skupiny. Analýza tiež poukázala na skorší začiatok manželského a materského štartu ako aj nezanedbateľnú časť osôb, ktoré do manželstva nevstúpia, resp. sa nikdy nestanú matkou. Charakteristickou črtou je tiež nízky podiel ovdovených a najmä rozvedených osôb. Výsledky zároveň potvrdzujú veľký význam kohabitácií. Dominantnými sú predovšetkým domácnosti s väčším počtom osôb. Ide najmä o domácnosti dvoch rodičov s tromi a viac závislými deťmi. Dôležitou súčasťou sú aj rôzne formy viacgeneračného súžitia. Naopak, nízke zastúpenie dosahujú domácnosti jednotlivcov, domácnosti dvoch dospelých bez závislých detí, ako aj neúplné rodiny.

ABSTRACT

The aim of the paper is to analyze some aspects of the family and reproductive behaviour of persons living in marginalized Roma communities in Slovakia using the available data obtained within the EU-SILC MRK 2020 survey. The obtained results confirmed the significantly younger age structure of these persons, considerable reproductive potential for further population development, as well as a very low representation of the senior component and thus the burden on the productive group. The analysis also pointed to an earlier start of marriage and motherhood, as well as an inconsiderable part of people who do not enter into marriage, or will never become a mother. A characteristic feature is also the low proportion of widowed and especially divorced persons. The results also confirm the great importance of cohabitation. Households with a larger number of people are dominant. These are mainly two-parent households with three or more dependent children. Various forms of multigenerational coexistence are also a major part. On the contrary, low level of participation is achieved by households of individuals, households of two adults without dependent children, as well as single-parent families.

¹ Príspevok je výsledkom projektu VEGA č. 2/0064/23 Časové a priestorové zmeny rodinných domácností na Slovensku a ich možné faktory a APVV-23-0062 Depopulácia a destabilizácia? Prognózy a simulácie demografického vývoja SR do konca 21. storočia a modelovanie jeho vybraných dopadov.

KLÚČOVÉ SLOVÁ

marginalizované rómske komunity, EU-SILC, veková štruktúra, rodinný stav, domácnosti, bezdetnosť, kohabitácie, priemerný vek pri prvom sobáši

KEY WORDS

marginalized Roma communities, EU-SILC, age structure, marital status, households, childlessness, cohabitation, mean age at first marriage, mean age at first birth

1. ÚVOD

Všetky dostupné analýzy rómskej populácie na Slovensku bez ohľadu na spôsob jej vymedzenia, zdroje údajov či samotné tematické zameranie poukazujú na dlhodobé pretrvávanie viacerých špecifických znakov v charaktere reprodukčného a rodinného správania, ako je napríklad skorý začiatok párového súžitia, materského štartu, vyššia plodnosť, častejšie rodenie detí mimo manželského zväzku, či vyššia úmrtnosť [napr. 2, 12, 14, 16, 17]. Platí to najmä v spojitosti s osobami žijúcimi v prostredí marginalizovaných rómskych komunít (ďalej MRK). Práve komplexnejšia analýza demografickej reprodukcie a rodinného správania z tohto prostredia naráža najmä na problém dostupnosti vhodných vstupných údajov. Kľúčovým je predovšetkým nemožnosť spracovania informácií za väčšiu vzorku, resp. v ideálnom prípade vyčerpávajúcu skupinu osôb žijúcich v prostredí MRK. Najčastejšie sa preto takéto špecializované analýzy opierajú napríklad o údaje z oficiálnej demografickej štatistiky a zameriavajú sa na obce, v ktorých podľa Atlasu rómskych komunít (resp. jednotlivých verzií atlasu, ďalej ARK) žije najvyšší podiel osôb v prostredí MRK [napr. 7, 10, 11, 12, 17]. Ďalším zdrojom údajov sú rôzne špeciálne zisťovania, ktoré však prinášajú informácie len za analyzovanú vzorku MRK. V ojedinelých prípadoch existuje snaha o to, aby získané výsledky boli reprezentatívne pre celú rómsku populáciu na Slovensku alebo aspoň časť osôb žijúcich v MRK. Takýmto druhom výberového zisťovania bolo aj EU-SILC MRK, ktoré sa realizovalo v dvoch vlnách, v rokoch 2018 a 2020.

Hlavným cieľom príspevku je na príklade voľne dostupných údajov zo zisťovania EU-SILC MRK 2020 poukázať na niektoré možnosti ich využitia v spojitosti s analýzou vybraných aspektov rodinného a reprodukčného správania osôb žijúcich v prostredí MRK na Slovensku. Konkrétne budeme hodnotiť vekovo-pohlavnú štruktúru, zloženie osôb podľa rodinného stavu a zloženie domácností, v ktorých tieto osoby v čase zisťovania žili. Niektoré otázky použité v dotazníku umožňujú tiež analyzovať aspekty spojené so začiatkom manželskej a reprodukčnej dráhy.

V spojitosti s použitým zdrojom údajov je však čitateľa potrebné hneď na úvod upozorniť, že hlavným zámerom zisťovania EU-SILC MRK 2020 nie je získavanie údajov demografickej povahy, ale predovšetkým poskytnutie podrobných informácií o životných podmienkach domácností z prostredia marginalizovaných rómskych komunít [6]. Preto rozsah, ako aj samotná výpovedná hodnota záverov prezentovaných v tomto článku môže mať limitujúci charakter. Predovšetkým je potrebné si uvedomiť, že nie je možné ich zovšeobecňovať na celú rómsku populáciu Slovenska, keďže zisťovanie sa zameriavalo na marginalizované komunity. Rovnako je potrebné zohľadniť samotný charakter zdroja údajov a limitujúce možnosti z hľadiska miery podrobnosti triedenia vstupných údajov vzhľadom na rozsah skúmanej vzorky.

2. ZÁKLADNÁ CHARAKTERISTIKA ZDROJA ÚDAJOV

Výberové zisťovanie EU-SILC MRK 2020 realizoval koncom roka 2020 Úrad splnomocnenca vlády pre rómske komunity (ďalej ÚSVRK) a Štatistický úradom SR (ďalej ŠÚ SR). Na tento účel bolo vybraných približne 1000 domácností tak, aby táto vzorka bola reprezentatívna pre marginalizované rómske komunity na Slovensku. Pri výbere respondentov sa zohľadňovalo jednak rozloženie populácie osôb MRK podľa krajov Slovenska, ale aj typu sídelnej lokality resp. miery jej priestorového vylúčenia [bližšie 6]. Podkladom na realizáciu zisťovania sa stal Atlas rómskych komunít 2019.

Základnou štatistickou jednotkou zisťovania EU-SILC MRK 2020 boli hospodáriace domácnosti. Za hospodáriacu domácnosť sa najčastejšie považovala tzv. nukleárna rodina, teda spoločenstvo rodičov a ich detí (väčšinou neožených, resp. nevydatých detí). Ak tieto deti mali už svojho partnera (druha, družku – nie manžela, manželku) a žili v jednej domácnosti s rodičmi bez toho, aby sa im už narodili deti, mali byť súčasťou hospodáriacej domácnosti rodičov. Ak už mali aspoň jedno dieťa, v zmysle metodiky EU-SILC MRK 2020 sa považovali za osobitnú hospodáriacu domácnosť [bližšie 6].

Na zber údajov v teréne sa použili štyri dotazníky. V dotazníku A s názvom Zloženie domácností sa zisťovali údaje o zložení skúmanej domácnosti a každého jej člena bez ohľadu na vek. Dotazník B sa zameriaval na získanie údajov za hospodáriacu domácnosť. Dotazník C poskytoval ďalšie vybrané údaje za osoby vo veku 16 a viac rokov, ktoré boli členmi danej domácnosti. Do dotazníka C bol ešte vsunutý dotazník FRA, zameriavajúci sa na skúsenosti s diskrimináciou a násilím a povedomím o možnostiach právnej pomoci.

Ako už bolo spomenuté, výsledky zisťovania sú voľne dostupné na stránkach ÚSVRK, a to v štyroch súboroch:

- D – register všetkých skúmaných domácností,
- R – register všetkých osôb zo skúmaných domácností,
- H – údaje za všetky skúmané domácnosti,
- P – údaje o osobách starších ako 16 rokov.

Detailnejšie sa ich obsahom nebudeme zaoberať a spomenieme, že na naše účely bol využitý len register všetkých osôb R a niektoré údaje o osobách starších ako 16 rokov z databázy P. Údaje majú pridelené váhy na úrovni osôb a domácností, ktoré boli konštruované na základe vekovo-pohlavnej štruktúry z Atlasu rómskych komunít 2013. Tie sa využili aj na účely našich analýz.

Ako vyplýva z metodických pokynov na zisťovanie EU-SILC MRK 2020, predmetom zisťovania (a teda súčasťou databázy R) boli všetky osoby, ktoré vo vybranom byte alebo obydli obvykle bývajú. Ďalej to boli podnájomníci a hostia, ktorých zamýšľaná dĺžka pobytu v danej domácnosti bola dlhšia ako 6 mesiacov. Okrem toho sem patrili osoby dočasne neprítomné, ktoré neboli v čase zisťovania súčasťou žiadnej inej bytovej domácnosti, mali jasnú finančnú väzbu na skúmanú domácnosť a ich neprítomnosť neprekročila obdobie 6 mesiacov. Medzi členov domácnosti sa počítali aj študujúce alebo pracujúce osoby mimo bydliska. U nich nezáležalo na dĺžke neprítomnosti, no nesmeli mať žiadnu inú súkromnú adresu a museli mať tesné finančné väzby na vyšetřovanú domácnosť. Do zisťovania v skúmanej domácnosti sa tak nezapisovali osoby prítomné len dočasne, ktoré mali vlastnú domácnosť inde (napr.

boli na návšteve), osoby dlhodobo neprítomné (viac ako 6 mesiacov) a bez existenčných väzieb na danú domácnosť.

Zo súboru R pre potreby stanovených cieľov boli využité údaje o veku (konštruovaný z mesiaca a roku narodenia), pohlaví a rodinného stavu.

Rodinný stav pre potreby zisťovania predstavoval demografický, sociálny, právny a štatistický znak, ktorý označuje stav osoby podľa väzby na manželstvo a rodinu (t. j. stav de iure). Ako slobodná osoba mohla byť zapísaná len taká, ktorá nikdy nebola ženatá alebo vydatá. Ženatý alebo vydatá sú osoby, ktoré v čase zisťovania boli v manželskom zväzku. V prípade, že jednotlivci mali iné ako slovenské štátne občianstvo, do tejto skupiny bolo možné zaradiť aj osoby deklarujúce registrované partnerstvo. Kategóriu vdovec/vdova a rozvedený/rozvedená mohli uviesť len tí respondenti, ktorí po strate partnera, resp. po legislatívnom ukončení manželstva opätovne neboli ženatí alebo vydaté.

Ďalším dôležitým znakom bola prítomnosť konsenzuálneho zväzku. Osoby v ňom žijúce museli žiť v jednej hospodáriacej domácnosti. V zisťovaní sa pritom rozlišovali dva druhy konsenzuálnych zväzkov:

1) na právnom základe – išlo o súžitie zákonného manžela s manželkou alebo osôb v registrovanom partnerstve v jednej hospodáriacej domácnosti,

2) bez právneho základu – zväzok uzavretý „ústnou“ dohodou. Išlo teda o zväzok medzi nezosobášenými partnermi („de facto“ druh a družka) bez ohľadu na pohlavie.

Dôležitou súčasťou zisťovania pre potreby analýzy časovania manželského štartu bola otázka na vek vstupu do prvého manželstva. Prostredníctvom nej sme hodnotili jednak samotné vekové rozloženie odpovedí, ako aj konštruovali priemerný vek mužov a žien pri vstupe do prvého manželstva.

Vzťahy medzi osobami domácnosti sa zisťovali v rámci tzv. vzťahovej tabuľky. Vypíňané boli na základe reálneho stavu členov v domácnosti a za všetkých súčasných členov domácnosti, vrátane dočasne neprítomných. Konkrétne boli identifikované nasledujúce vzťahy: manžel/manželka, otec/matka, syn/dcéra, brat/sestra, zať/svokra, starý otec/stará matka, vnuk/vnučka, iný príbuzný, druh/družka, osoba mimo príbuzenského vzťahu.

Zo vzťahovej matice bol do databázy odvodený typ domácnosti, a to konkrétne: jednočlenná domácnosť, domácnosť 2 dospelých bez závislých detí – obaja vo veku pod 65 rokov, domácnosť 2 dospelých bez závislých detí – aspoň jeden dospelý vo veku 65 rokov a viac, ostatné domácnosti bez závislých detí, domácnosť s 1 rodičom a s 1 alebo viac závislými deťmi, domácnosť 2 dospelých s 1 závislým dieťaťom, domácnosť 2 dospelých s 2 závislými deťmi, domácnosť 2 dospelých s 3 alebo viac závislými deťmi, ostatné domácnosti so závislými deťmi.

Z databázy P sa pre potreby analýzy reprodukčného správania využila otázka na vek ženy, v ktorom sa jej narodilo prvé dieťa. Ak sa žena ešte nestala matkou malo byť v dotazníku uvedené zreteľne „netýka sa“. Vďaka tomu vieme analyzovať nielen časovanie materského štartu, ale aj podiel bezdetných žien podľa veku. Určitým nedostatkom je skutočnosť, že predmetné otázky vypíňali len osoby vo veku 16 a viac rokov.

3. VEKOVÁ A POHLAVNÁ ŠTRUKTÚRA

Všetky dostupné štúdie [7, 12, 14, 15, 16, 17] bez ohľadu na spôsob vymedzenia rómskej populácie na Slovensku poukazujú na jej výrazne mladšiu vekovú štruktúru. Tá je kombináciou predovšetkým vysokého zastúpenia detskej a predproduktívnej zložky ako výsledok pretrvávajúcej vyššej plodnosti [13, 16, 17] a naopak nízkeho zastúpenia poreprodukčnej a poproduktívnej časti populácie. Jej významne nižšia váha je odrazom nepriaznivých úmrtnostných pomerov [10, 11] a tiež zaostávania rómskej populácie v celkovej transformácii reprodukčného správania za nerómskou majoritnou populáciou [13, 14].

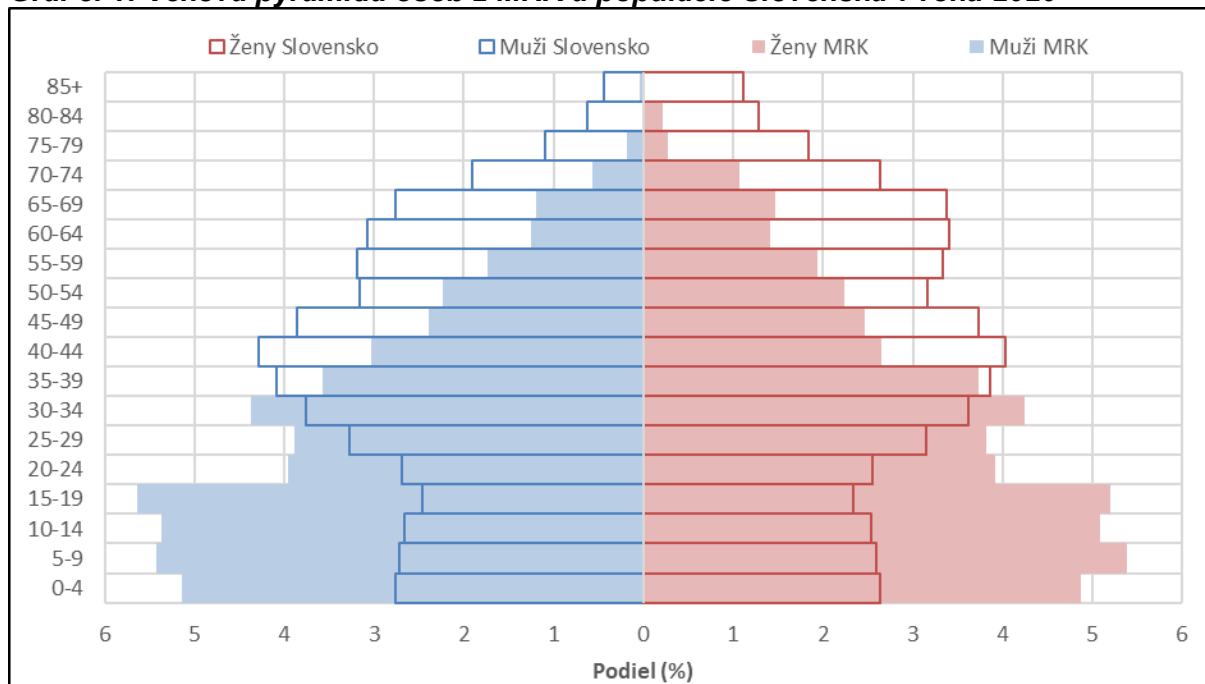
Údaje získané zisťovaním EU-SILC MRK 2020 tieto zistenia potvrdili. Priemerný vek osôb žijúcich v MRK sa podľa výsledkov pohyboval približne na úrovni 28,1 roka. Rovnako je zrejmy výrazne nadpriemerný podiel detskej zložky. Osoby vo veku do 15 rokov tvorili v prostredí MRK viac ako 31 %. Na druhej strane výsledky EU-SILC MRK 2020 signalizujú len veľmi nízke zastúpenie seniorskej zložky. Osoby vo veku 65 a viac rokov predstavujú v tomto prostredí len približne 5 % z celej populácie. V podstate marginálnou (pod 0,5 %) je početnosť a váha osôb vo veku oldest-old (80 a viac rokov).

Najpočetnejšou zložkou podľa analyzovaného zisťovania v MRK na Slovensku bola jednoznačne populácia v reprodukčnom veku. Muži a ženy vo veku 15 – 49 rokov tvorili viac ako polovicu z celej populácie MRK. Z uvedeného je tiež zrejme, že poreprodukčná veková skupina tvorí len približne 16 %. Prevalu predreprodukčnej časti nad poreprodukčnou časťou populácie MRK potvrdzuje aj hodnota Billeterovho indexu (29 %). Na relatívnu mladosť populácie MRK poukazuje aj údaj o indexe starnutia. Na 100 detí do 15 rokov podľa údajov EU-SILC MRK 2020 pripadalo len približne 16 seniorov.

Ak sa pozrieme na vekovú štruktúru z ekonomického hľadiska, potom opakovane môžeme identifikovať veľký vplyv predproduktívnej časti (osoby vo veku 0 – 19 rokov), ktorá podľa výsledkov zisťovania EU-SILC MRK 2020 predstavovala niečo viac ako 42 %. Prevalu pritom majú osoby v produktívnom veku s takmer 53 %. Vzhľadom na veľmi nízku váhu seniorskej populácie platí, že index ekonomickej závislosti starých dosahuje necelých 10 %. Oveľa väčšie zaťaženie tak identifikujeme z hľadiska predproduktívnej zložky, keď na 100 osôb vo veku 20 – 64 rokov pripadalo až takmer 80 neproduktívnych osôb vo veku do 20 rokov.

Špecifický charakter vekovej štruktúry osôb z prostredia MRK potvrdzuje aj porovnanie tvaru vekových pyramíd pre túto populáciu a celú populáciu Slovenska (graf č. 1). Súčasne graf č. 1 poukazuje na niekoľko špecifických aspektov vekovej štruktúry MRK. Predovšetkým je to postupný pokles početnosti v detskej zložke smerom k najmladším vekovým skupinám. V prípade, že toto zistenie reflektuje realitu a nie je výsledkom „chyby“ výberového zisťovania, potom by nepriamo signalizovalo buď na klesajúcu pôrodnosť a plodnosť, alebo väčšie migračné úbytky v najmladších generáciách osôb z MRK. Obdobne špecifickým je významný pokles početnosti osôb vo veku 20 – 29 rokov v porovnaní s predchádzajúcou a nasledujúcou vekovou skupinou (graf č. 1). Aj v tomto prípade by mohlo ísť o efekt zvýšenej mobility osôb z MRK. Keďže však pracujeme s výberovým zisťovaním, nie je možné abstrahovať ani od efektu podhodnotenia daných vekových skupín.

Graf č. 1: Veková pyramída osôb z MRK a populácie Slovenska v roku 2020

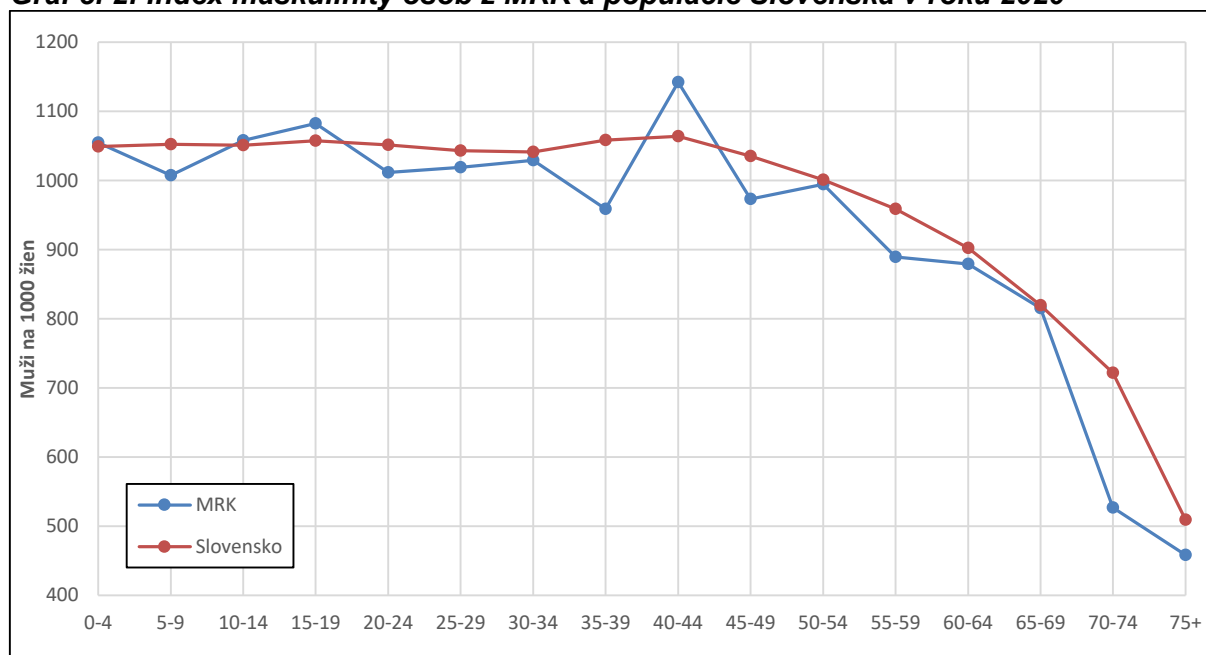


Zdroj: EU-SILC MRK 2020, DATACube; výpočty autora

Určitou zvláštnosťou výsledkov z EU-SILC MRK 2020 je aj vyrovnanosť celkového počtu mužov a žien. V celej populácii Slovenska pritom majú dlhodobo prevahu ženy nad mužmi. V roku 2020 napríklad index maskulinity dosahoval úroveň necelých 955 mužov na 1000 žien. Na vyššie hodnoty indexu maskulinity v rómskej populácii bez ohľadu na jej vymedzenie poukazyvali aj niektoré predchádzajúce zistenia [12, 14]. Tento jav by mohol byť v komparácii s celoslovenskou populáciou výsledkom výrazne horších úmrtnostných pomerov, kratšej dĺžky života a predovšetkým výrazne nižšej nadúmrtnosti osôb z MRK [2, 3, 10].

Detailnejší pohľad na vývoj indexu maskulinity podľa veku (graf č. 2) poukazuje na niektoré všeobecne platné znaky identifikované pri analýze štruktúry obyvateľstva podľa pohlavia. Predovšetkým vďaka mierne častejšiemu rodeniu chlapcov majú v najmladších vekoch o niečo vyššie zastúpenie chlapci. Potvrdzujú to aj získané údaje zo zisťovania EU-SILC MRK 2020. Hodnota indexu maskulinity sa nad hranicu 1000 osôb stabilne udržiavala až do veku 30 – 34 rokov. V nasledujúcej vekovej skupine už môžeme identifikovať miernu prevahu žien, ktorá je ešte vo veku 40 – 44 rokov narušená pomerne výrazným nárastom hodnoty indexu maskulinity nad hranicu 1000 osôb. Tento aspekt je veľmi ťažké logicky vysvetliť. Domnievame sa, že je predovšetkým podmienený spôsobom zberu údajov a veľkosťou vzorky zisťovania. Smerom k starším vekom však už postupne dochádza k prehĺbovaniu prevahy žien, tak ako to môžeme vidieť aj v celej populácii Slovenska (graf č. 2).

Graf č. 2: Index maskulinity osôb z MRK a populácie Slovenska v roku 2020



Zdroj: EU-SILC MRK 2020, DATAcube; výpočty autora

Z grafu č. 2 je tiež zrejmé, že medzi oboma sledovanými populáciami existujú určité rozdiely. Vo všeobecnosti sa ukazuje, že v celej populácii Slovenska prevaha mužov v mladšom veku je o niečo výraznejšia, ako to bolo v MRK. Výnimkou je len najmladšia veková skupina a osoby vo veku 10 – 14 a 15 – 19 rokov. Okrem toho vyššie hodnoty indexu maskulinity registrujeme v MRK už len v spomínanom špecifickom veku 40 – 44. Rovnako platí, že v celom poreprodukčnom veku je postupne sa prehĺbujúca prevaha žien výraznejšia v celej populácii Slovenska. Keďže sa však tieto vekové skupiny podieľali len v minimálnej miere na celkovej počte obyvateľov MRK, kľúčovým pre sumárnu hodnotu indexu maskulinity v tomto špecifickom prostredí je nastavenie pomeru medzi pohlaviami v predreprodukčnom a reprodukčnom veku.

4. ŠTRUKTÚRA PODĽA RODINNÉHO STAVU

Mladá veková štruktúra osôb v MRK ovplyvňuje aj ich zloženie podľa rodinného stavu. Podľa výsledkov zisťovania EU-SILC MRK 2020 je možné jednoznačne povedať, že prevahu majú slobodné osoby. Vzhľadom na určité rozdiely v časovaní vstupu do prvého manželstva (pozri ďalej) a pravdepodobne aj v riziku ovdovenia a rozvodu medzi pohlaviami, ako aj následného opätovného vstupu do manželstva existujú medzi pohlaviami určité diferencie.

V prípade celej populácie MRK bez ohľadu na vek, podiel slobodných mužov tvoril približne 66 %, kým u žien to bolo niečo viac ako 62 %. Ak sa zameriame len na tú časť populácie, ktorá z legislatívneho hľadiska už môže vstupovať do manželstva (16 a viac rokov), potom podiel slobodných predstavoval u mužov niečo viac ako 48 % a približne 44 % u žien. O niečo nižšiu váhu majú osoby žijúce v manželstve. Ženatí muži podľa údajov z EU-SILC MRK 2020 tvorili vo veku 16 a viac rokov približne 46 % a vydaté ženy necelých 43 %. Z uvedeného základného prehľadu je tak zrejmé, že ostatné dve skupiny rodinného stavu zohrávali v prostredí MRK minimálnu úlohu. O niečo častejšie nachádzame rozvedené a ovdovené osoby u žien. Kým rozvedení muži tvorili len niečo viac ako 3 %, u žien to bolo takmer 5 %. Ešte väčšie diferencie sú medzi podielom vdovcov a vdov. U mužov tvorili menej ako 3 %, kým u žien to bolo

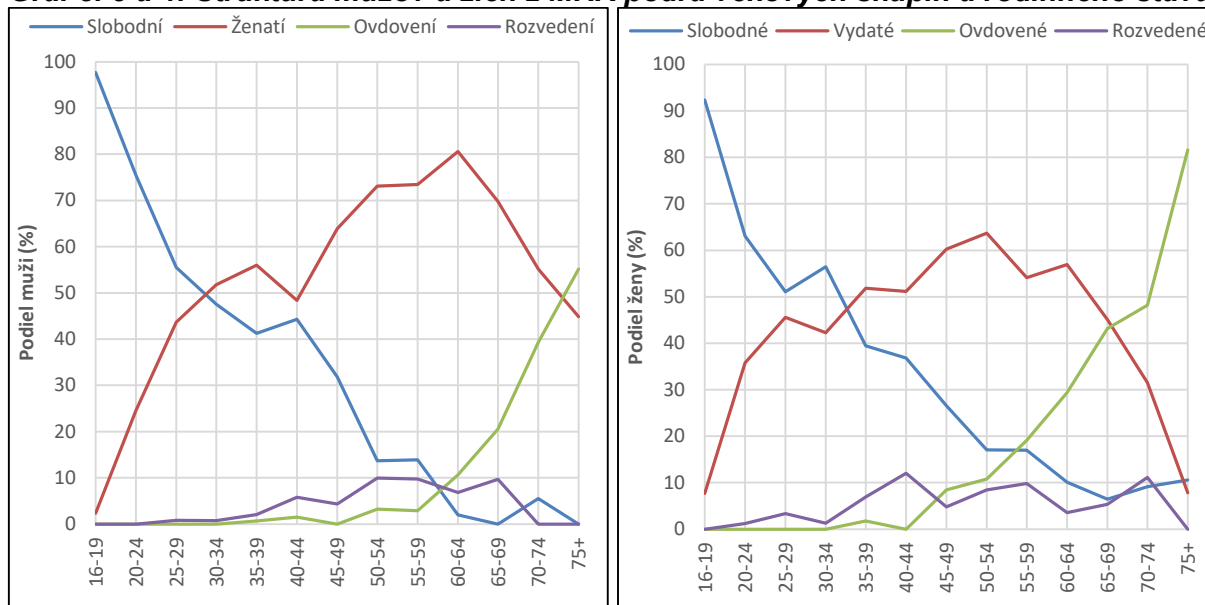
viac ako 8 %. Na porovnanie dopĺňame, že v celej populácii Slovenska v roku 2020 podiel slobodných mužov vo veku 16 a viac rokov predstavoval necelých 39 % a u žien to bolo dokonca o 10 p. b. menej. Prevalu mali osoby v manželstve (49 % muži, 47 % ženy), pričom rozvedených bola asi desatina mužov a necelých 12 % žien. Na vdovcov pripadali necelé 3 % a na vdovy to bolo až takmer 13 %.

Detailnejšie rozloženie obyvateľstva MRK podľa veku, pohlavia a rodinného stavu prezentujú nasledujúce grafy č. 3 a 4. Pokles podielu slobodných s vekom je v podstate u oboch pohlaví relatívne dynamický, a to najmä v najmladších vekových skupinách. Opačný trend identifikujeme u osôb v manželstve. Poukazuje to nepriamo na snahu nezanedbateľnej časti mužov a žien z MRK o vstup do manželstva už v mladom veku. Napríklad vo veku 25 – 29 rokov zostávalo podľa výsledkov EU-SILC MRK 2020 slobodných len približne 56 % mužov. U žien to dokonca bola len približne polovica. Smerom k starším vekovým skupinám sa však dynamika tohto poklesu spomaľuje, a preto vo veku 50 – 54 rokov zostalo slobodných približne 14 % mužov a 17 % žien. Ide pritom o zaujímavé zistenie, keďže po skončení reprodukčného veku sú vo všeobecnosti častejšie slobodnými muži ako ženy. Tento jav dlhodobo platí aj v populácii Slovenska.

Vďaka rýchlemu poklesu slobodných už v mladom veku vzniká v prostredí MRK prevaha osôb žijúcich v manželstve, u mužov vo veku 30 – 34 rokov a u žien vo veku 35 – 39 rokov. Aj to je do značnej miery špecifický jav, keďže v celej populácii Slovenska sa tento jav prejavuje u žien skôr. Podľa údajov EU-SILC MRK 2020 jednoznačne najväčšiu prevahu majú ženatí muži až na konci produktívneho veku (graf č. 3). U žien to je naopak, tesne po skončení reprodukčného veku (graf č. 4). Vo vyššom veku totižto v ich prípade identifikujeme pomerne rýchlo rastúce zastúpenie vdov. Tento trend je možné vidieť na konci produktívneho a začiatku seniorského veku aj u mužov, no neprebíha až s takou dynamikou. Aj preto vdovci nadobúdajú prevahu až v najstaršej vekovej skupine, kým u žien je to už vo veku 70 a viac rokov. Okrem toho je zastúpenie žien oveľa významnejšie, ako to bolo na strane mužov (pozri graf č. 3 a 4).

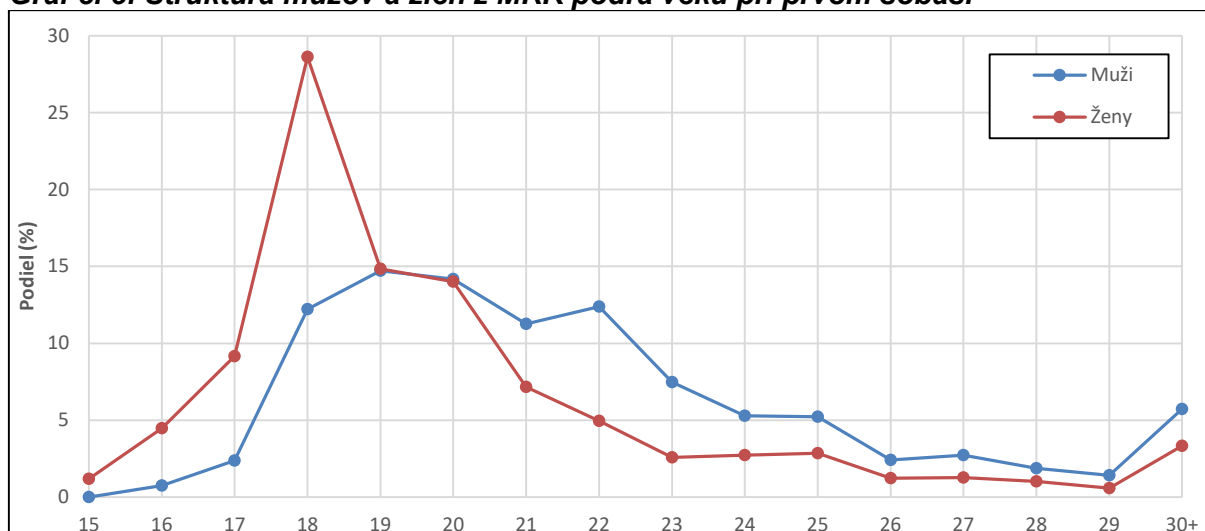
Rozvedení muži dosahovali najvyšší podiel v širšom vekovom spektre 50 – 69 rokov, no tvorili tu len asi desatinu. U žien sa na túto hranicu a mierne nad ňu dostávali osoby už od veku 40 – 44 rokov. Celkovo však rozvedení boli u oboch pohlaví v prostredí MRK marginálnou populačnou zložkou. Na skoré časovanie manželského štartu u nezanedbateľnej časti mužov a žien z MRK poukazujú aj výsledky o veku pri prvom sobáši. Detailnú štruktúru odpovedí prezentuje graf č. 5. Z neho je zrejmé, že až takmer 30 % respondentiek uviedlo v zisťovaní, že do prvého manželstva vstupovalo vo veku 18 rokov. Ďalších takmer 30 % pripadlo na vek 19 a 20 rokov. U mužov dosahoval vek 19 a 20 rokov približne rovnakú úroveň, pričom spoločne tvorili necelých 30 %. Nad hranicou 10 % sa v mužskej zložke nachádzal ešte vek 18, 21 a 22 rokov. Hodnota priemerného veku pri vstupe do prvého manželstva podľa výsledkov zisťovania EU-SILC MRK 2020 tak u mužov predstavovala približne 22,5 roka a u žien to bolo zhruba o 2 roky menej.

Graf č. 3 a 4: Štruktúra mužov a žien z MRK podľa vekových skupín a rodinného stavu



Zdroj: EU-SILC MRK 2020; výpočty autora

Graf č. 5: Štruktúra mužov a žien z MRK podľa veku pri prvom sobáší



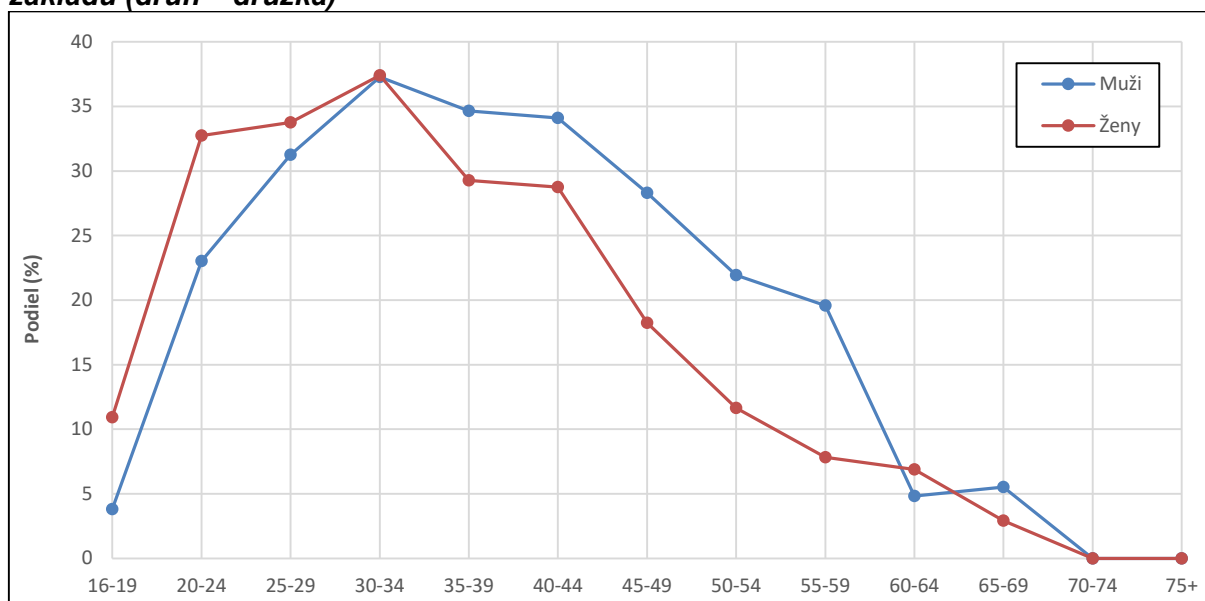
Zdroj: EU-SILC MRK 2020; výpočty autora

Aj napriek skoršiemu začiatku manželskej dráhy však výsledky zisťovania EU-SILC MRK 2020 potvrdili prítomnosť nezanedbateľného podielu mužov a žien, ktorým sa do dovŕšenia 50. roku života nepodarí ani raz oženiť, resp. vydať. Môžeme predpokladať, že tento jav je podmienený častejším párovým súžitím mimo manželského zväzku, ako na to u Rómov poukazujú niektoré parciálne štúdie [napr. 1, 5, 14].

Prítomnosť konsenzuálnych zväzkov bez právneho základu môžeme analyzovať aj prostredníctvom výsledkov zisťovania EU-SILC MRK 2020. Z grafu č. 6 je zrejmé, že u mužov podiel osôb žijúcich v takomto párovom zväzku prekračoval 30 % od veku 25 – 29 rokov až do 40 – 44 rokov s maximom (viac ako 37 %) vo veku 30 – 34 rokov. Nezanedbateľnou sociálnou kolektivitou sa konsenzuálne zväzky stávali aj pre osoby v poreprodukčnom veku. V podstate s výnimkou najstarších (60 a viac rokov) a najmladších vekových skupín podiel kohabitujúcich mužov tvoril minimálne jednu pätinu.

U žien boli kohabitácie v porovnaní s mužskou populáciou o niečo častejšie v mladšom veku. To však neplatí od veku 35 – 39 rokov, pričom už na konci reprodukčného obdobia ich podiel klesol pod hranicu 20 %. Menej ako desatinu tvorili vo veku 55 – 59 rokov. Vo všeobecnosti tak platí, že u oboch pohlaví konsenzuálne zväzky sú v prostredí MRK málo častými najmä u najstarších osôb. V ich prípade majú jednak rastúci význam zväzky na právnom základe, ktorý v najstarších vekových skupinách vystrieda dynamicky sa zvyšujúci podiel osôb, ktoré v žiadnom zväzku nežijú (graf č. 7 a 8). Platí to predovšetkým u žien, keďže tieto osoby mali prevahu už od začiatku seniorského veku (graf č. 9)

Graf č. 6: Podiel mužov a žien z MRK žijúcich v konsenzuálnom zväzku bez právneho základu (druh – družka)

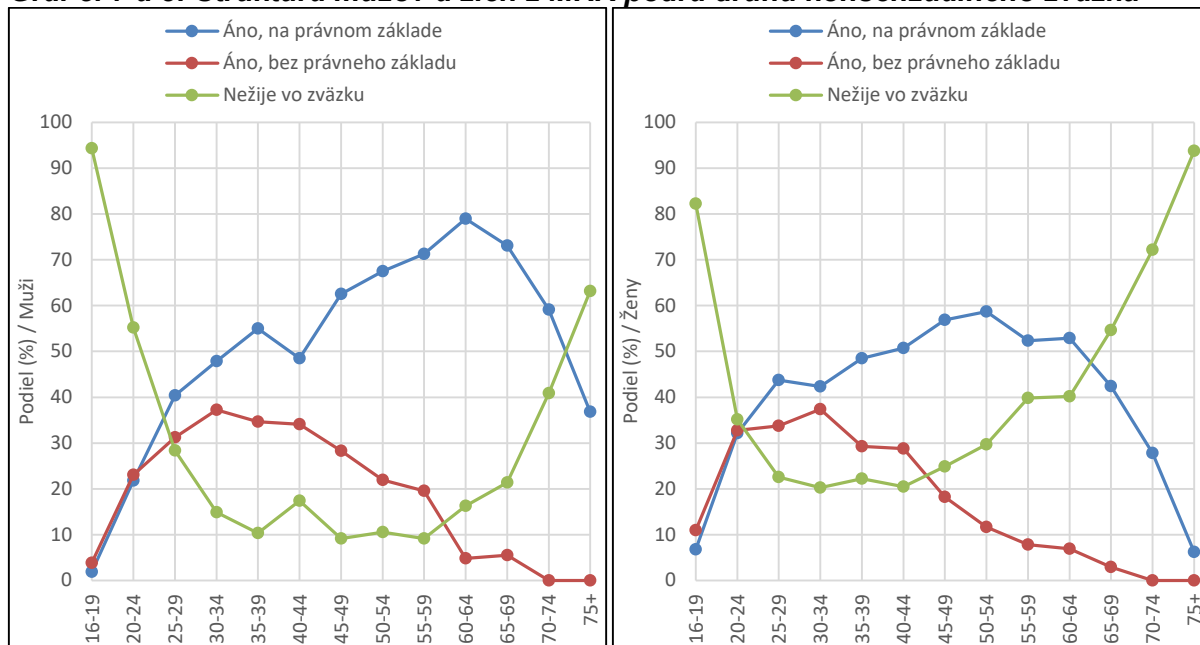


Zdroj: EU-SILC MRK 2020; výpočty autora

Okrem najstarších vekových skupín prevahu osôb, ktoré deklarovali, že nežijú v žiadnom type konsenzuálneho zväzku identifikujeme u mužov vo veku do 25 rokov a u žien len v najmladšej vekovej skupine 16 – 19 rokov. Aj to potvrdzuje predtým identifikovaný veľmi skorý začiatok párových súžití. Zaujímavosťou však je tiež zostávajúci nezanedbateľný podiel osôb mimo manželstva alebo kohabitácie. Podľa výsledkov EU-SILC MRK 2020 totižto vo veku 35 – 59 rokov približne desatina všetkých mužov uviedla, že nežije v žiadnom zväzku. V ženskej časti populácie je to dokonca dvojnásobok vo veku 25 – 44 rokov. To by mohlo byť jednak výsledkom nižšej stability párových súžití bez právneho základu, pričom určitá časť bude pripadať tiež na prípady, keď došlo k rozvodu manželstva, resp. v malej miere aj ovdoveniu. Súčasne s tým treba tiež predpokladať všeobecne platný jav nižšej pravdepodobnosti na opakovaný vstup do manželstva, resp. konsenzuálneho zväzku u žien a osôb s deťmi.

Zaujímavým zistením je tiež skutočnosť, že aj napriek pomerne vysokému zastúpeniu konsenzuálnych zväzkov, s výnimkou veku do 25 rokov majú v prostredí MRK signifikantnú prevahu osoby, ktoré žijú so svojím legislatívne uznaným partnerom alebo partnerkou.

Graf č. 7 a 8: Štruktúra mužov a žien z MRK podľa druhu konsenzuálneho vzťaku



Zdroj: EU-SILC MRK 2020; výpočty autora

5. VEĽKOSŤ A TYP DOMÁCNOSTI

Základnou jednotkou zisťovania EU-SILC MRK 2020 bola hospodáriaca domácnosť a osoby v nej žijúce. Okrem samotnej veľkosti domácností z hľadiska počtu členov vďaka vyplnenej vzťahovej tabuľke k osobe na čele skúmanej domácnosti umožňujú tiež ich klasifikáciu z hľadiska typov. Dostupné údaje pritom poskytujú možnosť spracovať tieto informácie z pohľadu samotných domácností, ako aj osôb v nich žijúcich. Vieme tak hodnotiť nielen samotnú štruktúru domácností, ale charakterizovať osoby podľa typu domácnosti, v ktorej v čase zisťovania žili.

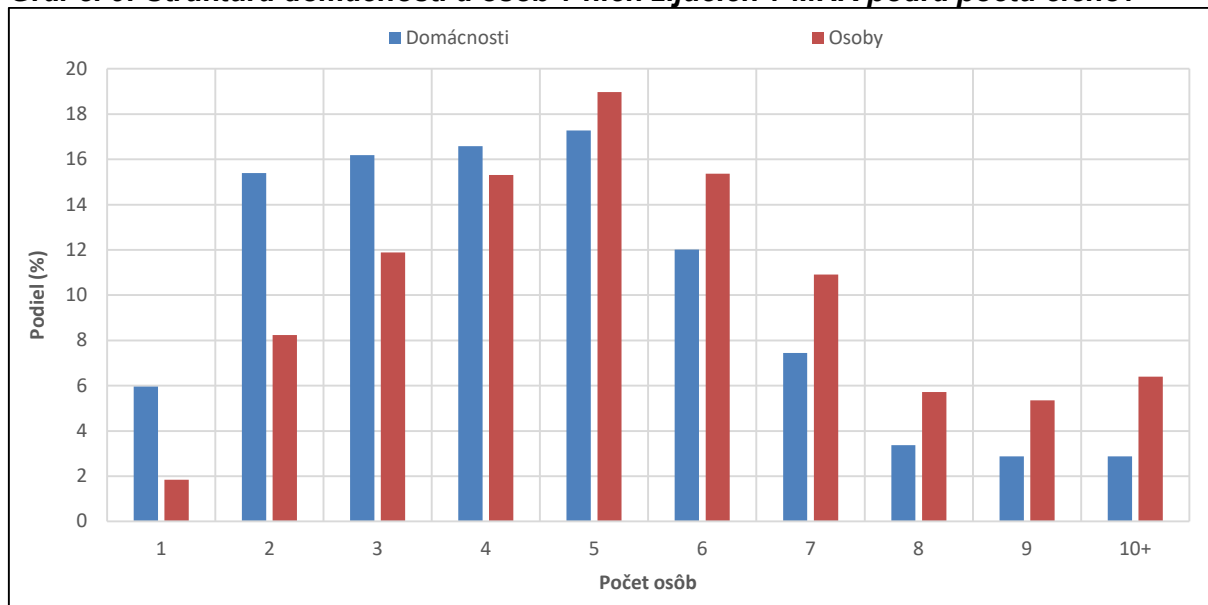
Podľa výsledkov EU-SILC MRK 2020 v jednej domácnosti v priemere žilo takmer 4,5 osoby. Marginálnymi pritom boli najmä jednočlenné domácnosti, ktoré tvorili len približne 6 % z celkového počtu a žili v nich necelých 1,3 % osôb. Naopak, najpočetnejšími boli domácnosti s 5 členmi, ktoré tvorili viac ako 17 % všetkých skúmaných domácností. Podľa zistených údajov v nich žilo pritom aj najviac osôb, a to takmer pätina všetkých mužov a žien. Vysoký podiel dosahovali aj domácnosti so 4 a 3 členmi. Ako ukazuje graf č. 9, nad hranicou 10 % sa pohybovali aj domácnosti s 2 a 6 členmi. Spoločne v domácnostiach so 4 – 6 členmi pritom žila približne polovica všetkých osôb.

Najmenej častými v prostredí MRK sú jednoznačne jednočlenné domácnosti. Platilo to z pohľadu samotných domácností, ako aj podielu osôb v nich žijúcich (graf č. 10). Marginálne zastúpenie dosahujú z oboch pohľadov aj rodinné domácnosti bez závislých detí, či neúplné rodiny s viac ako jedným závislým dieťaťom. Nízky podiel však identifikujeme aj pri úplných rodinách s 1 závislým dieťaťom.

Naopak, jednoznačne najpočetnejším typom domácností v prostredí MRK sú podľa výsledkov zisťovania EU-SILC MRK 2020 domácnosti tvorené 2 dospelými a aspoň 3 závislými deťmi. Tie tvoria viac ako 40 % všetkých domácností, pričom v nich žije celkovo zhruba 38 % všetkých osôb. To je v podstate aj vysvetlením zistenej pomerne vysokej priemernej veľkosti domácnosti v MRK.

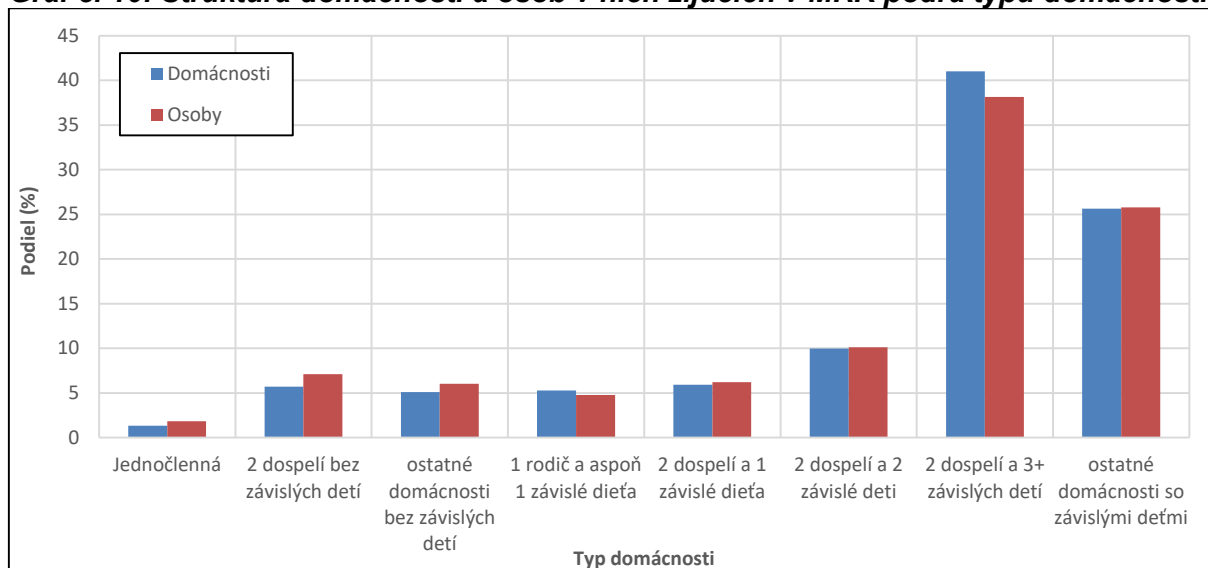
Veľký význam však má aj kategória tzv. ostatných domácností so závislými deťmi. Ich hlbšia analýza odhalila, že najčastejšie ide o rôzne formy viacgeneračných (predovšetkým 3-generačných) súžití starých rodičov so svojimi deťmi, resp. dieťaťom a ich partnermi a z takto vzniknutého zväzku narodených detí.

Graf č. 9: Štruktúra domácností a osôb v nich žijúcich v MRK podľa počtu členov



Zdroj: EU-SILC MRK 2020; výpočty autora

Graf č. 10: Štruktúra domácností a osôb v nich žijúcich v MRK podľa typu domácnosti



Zdroj: EU-SILC MRK 2020; výpočty autora

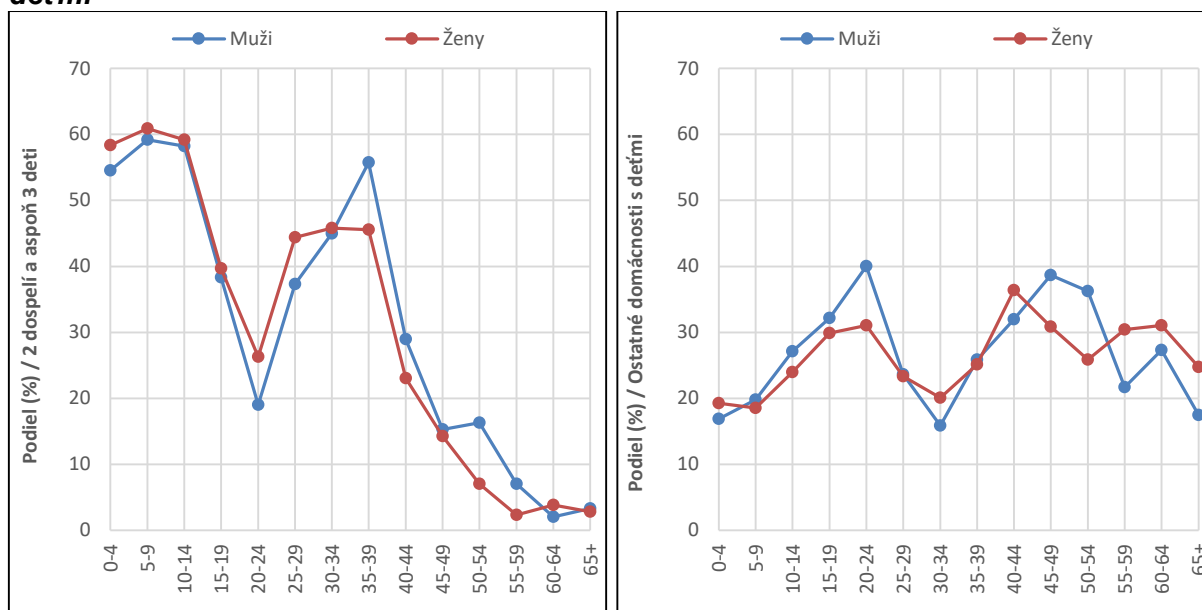
Hlbší pohľad na charakter domácností, v ktorých osoby z MRK v čase zisťovania žili, umožňuje kombinácia tejto informácie s vekom a ich pohlavím. Ako môžeme vidieť z grafu č. 11, v najmladších vekových skupinách mali jednoznačne prevahu domácnosti tvorené 2 dospelými osobami s aspoň tromi závislými deťmi. Znamená to tiež, že väčšina detí v prostredí MRK vyrastá s väčším počtom ďalších závislých detí (najmä súrodencov) v jednej domácnosti spoločne s 2 dospelými (najčastejšie rodičmi). Vo veku 15 – 19 a 20 – 24 rokov však zastúpenie týchto domácností výrazne klesá a do popredia sa, naopak, dostávajú ostatné domácnosti so závislými deťmi (graf

č. 12). Tento jav je odzrkadlením skorého začiatku partnerských a manželských zväzkov a skorého načasovania materskej dráhy (pozri kapitola 6). Vzhľadom na charakter domácností je však zrejmé, že tieto prechody v životnej dráhe sa realizujú ešte v domácnostiach rodičov jedného z mladých partnerov. Vzhľadom na ďalší priebeh kriviek (pozri graf č. 11 a 12) viacgeneračné súžitia vznikajú len dočasne, keďže osamostatnenie týchto mladých rodičov so sebou prináša nárast podielu domácností 2 dospelých s jedným, dvomi či viac deťmi (pozri graf č. 11, 13 a 14). Vo veku nad 40 rokov opätovne môžeme identifikovať zvyšovanie zastúpenia ostatných domácností so závislými deťmi ako dôsledok druhej vlny súžití rodičov so svojimi deťmi a ich partnermi a partnerkami.

V dôsledku toho podiel domácností 2 dospelých s aspoň tromi a viac závislými deťmi po 40 rokoch prudko klesá až pod hranicu 10 % (graf č. 11). S rastúcim vekom sa znižuje aj podiel domácností 2 dospelých s jedným alebo dvomi závislými deťmi. Vzhľadom na postupné opúšťanie domácnosti rodičov však najnižšie podiely tento typ dosahuje až v staršom produktívnom a seniorskom veku (graf č. 13 a 14).

Ako už bolo naznačené, dôležitým znakom v prostredí MRK je veľmi nízke zastúpenie osôb žijúcich v jednočlenných domácnostiach, ako aj v domácnostiach rodiča s aspoň jedným závislým dieťaťom (graf č. 15 a 16). Určitou výnimkou je len najvyšší vek žien v domácnostiach jednotlivcov (graf č. 15).

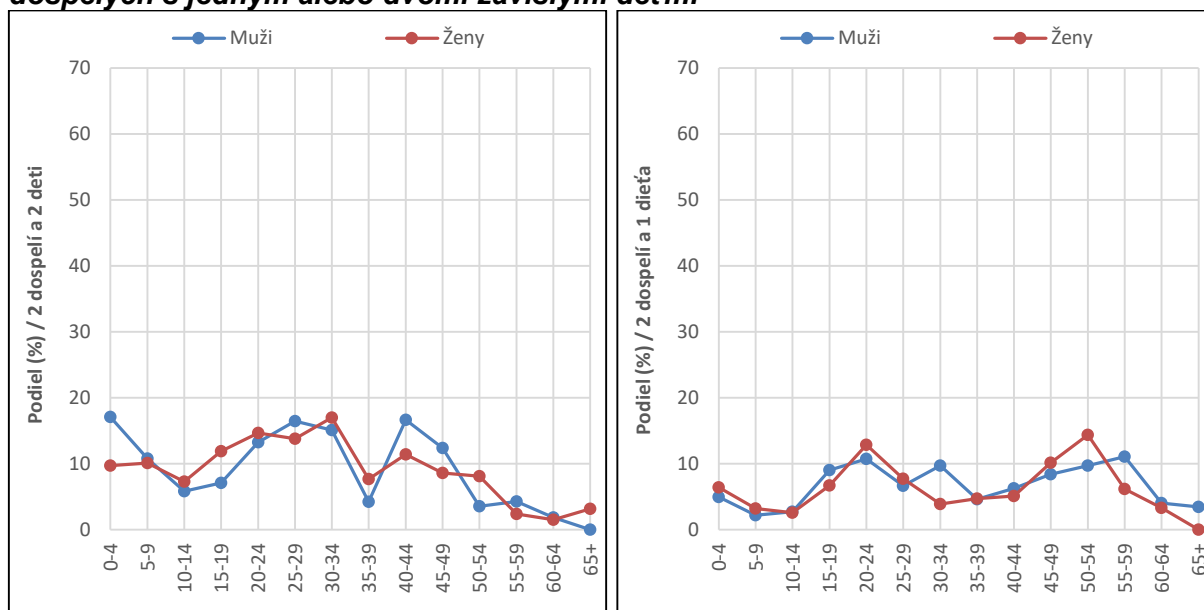
Graf č. 11 a 12: Zastúpenie mužov a žien podľa veku žijúcich v MRK v domácnostiach 2 dospelých s aspoň tromi závislými deťmi a ostatných domácnostiach so závislými deťmi



Zdroj: EU-SILC MRK 2020; výpočty autora

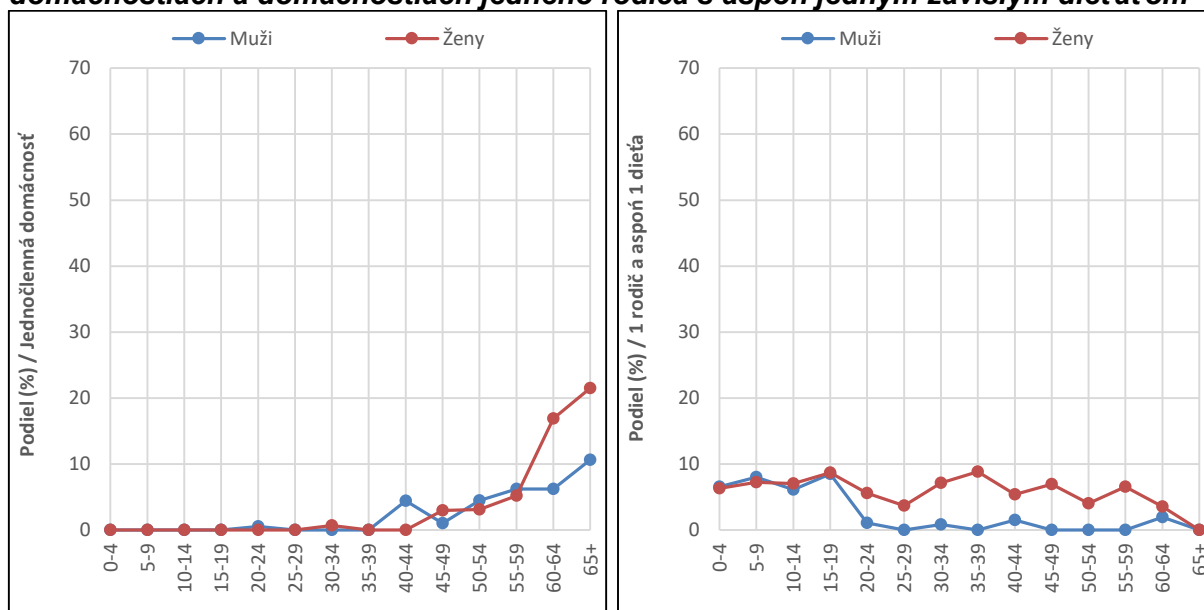
V domácnostiach bez závislých detí žije v prostredí MRK vo veku do 50 rokov len malá časť mužov a žien (graf č. 17 a 18). To je v súlade so skorým začiatkom materskej a rodičovskej dráhy, čo so sebou prináša následne aj skoré opustenie domácnosti svojich rodičov. Význam tohto typu domácností preto rastie predovšetkým v poreprodukčnom veku, pričom vyššie zastúpenie identifikujeme najmä u mužov. Vo veku 55 – 64 rokov v nich žila takmer každá 4 osoba.

Graf č. 13 a 14: Zastúpenie mužov a žien podľa veku žijúcich v MRK v domácnostiach 2 dospelých s jedným alebo dvomi závislými deťmi



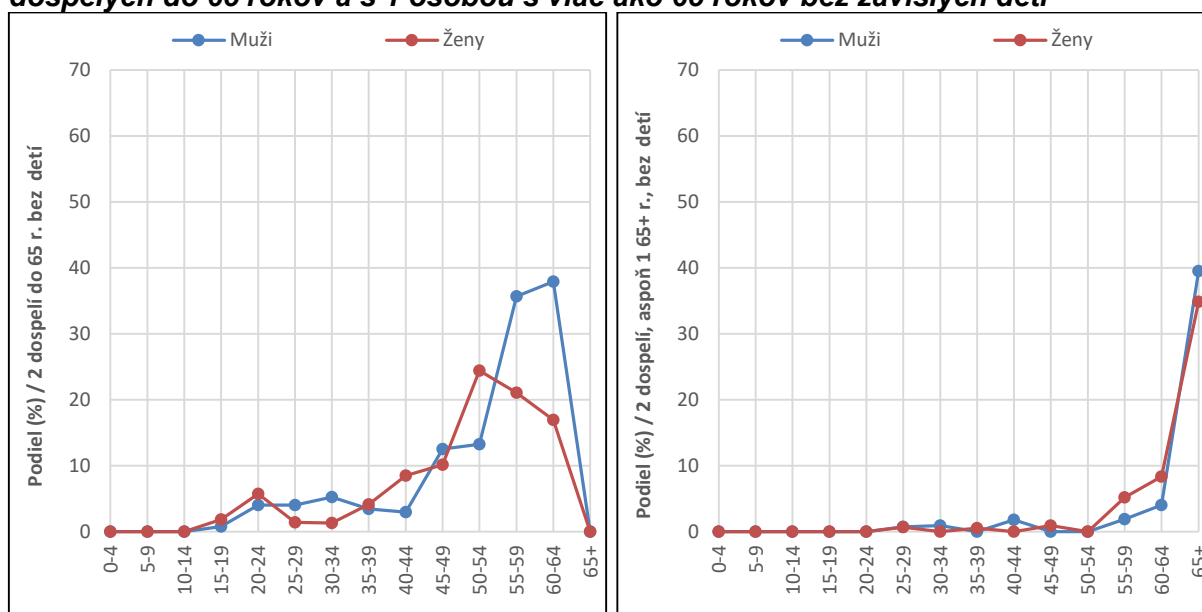
Zdroj: EU-SILC MRK 2020; výpočty autora

Graf č. 15 a 16: Zastúpenie mužov a žien podľa veku žijúcich v MRK v jednočlenných domácnostiach a domácnostiach jedného rodiča s aspoň jedným závislým dieťaťom



Zdroj: EU-SILC MRK 2020; výpočty autora

Graf č. 17 a 18: Zastúpenie mužov a žien podľa veku žijúcich v MRK v domácnostiach 2 dospelých do 65 rokov a s 1 osobou s viac ako 65 rokov bez závislých detí



Zdroj: EU-SILC MRK 2020; výpočty autora

6. BEZDETNOŠŤ A ČASOVANIE MATERSKÉHO ŠTARTU

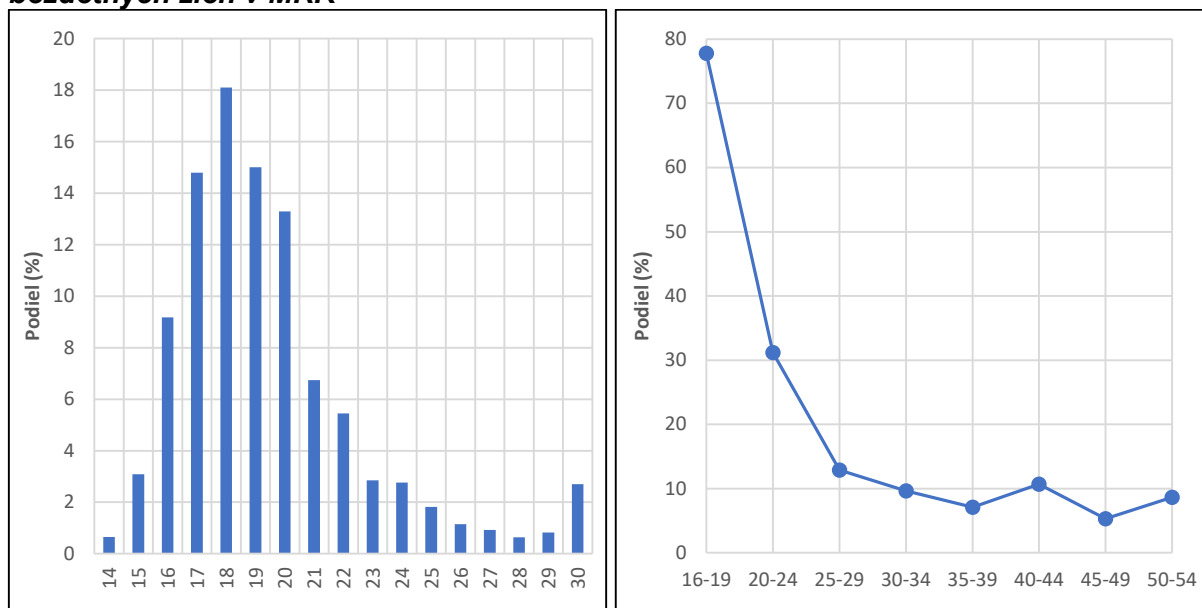
Jedným z najdôležitejších znakov reprodukčného správania rómskych žien na Slovensku a obzvlášť žien žijúcich v MRK je pretrvávajúce skoré začiatku materskej dráhy [12,14, 17]. Práve nízky až veľmi nízky priemerný vek prináša aj rýchle znižovanie bezdetných osôb už vo veľmi mladom veku. Aj napriek tomu to však automaticky neznamená aj celkovo nízku konečnú bezdetnosť. Niektoré špecializované analýzy najmä v prípade mladších generácií poukazujú na prítomnosť nezanedbateľnej časti žien z prostredia MRK alebo osôb rómskej národnosti, ktorá sa do konca reprodukčného veku nestala matkou [14].

Zisťovanie EU-SILC MRK 2020 neumožňuje analyzovať priamo realizovanú plodnosť a z nej štruktúru žien (resp. mužov) podľa počtu živonarodených detí, keďže neobsahuje otázku na počet živonarodených detí žene. Aj napriek tomu je však možné analyzovať dva aspekty spojené s procesom plodnosti. Je to časovanie narodenia prvého dieťaťa odpoveďou na otázku o veku ženy pri narodení prvého dieťaťa v dotazníku C pre osoby vo veku 16 a viac rokov a nepriamo aj podiel bezdetných žien, čo predstavujú osoby, ktorých sa táto otázka netýkala.

Ako je zrejme z grafu č. 19, najčastejšie uvádzaným vekom pri narodení prvého dieťaťa bol vek 18 rokov. Ten deklarovalo v zisťovaní EU-SILC MRK 2020 viac ako 18 % žien, ktoré sa aspoň raz stali matkou. Ďalších 15 % pripadalo na osoby vo veku 19 rokov a necelých 15 % na ženy vo veku 17 rokov. Spoločne sa tak v týchto troch vekových skupinách realizovala takmer polovica všetkých materských štartov. Z výsledkov zisťovania tiež vyplýva, že v ešte mladšom veku sa prvé dieťa narodilo zhruba 13 % matiek. Po dovŕšení 20. roku života sa tak prvýkrát matkou stáva len asi 26 % žien žijúcich v MRK. Skorý začiatok materskej dráhy v konečnom dôsledku potvrdzuje aj priemerný vek pri narodení prvého dieťaťa. Ten podľa reflektovaných odpovedí respondentiek v zisťovaní EU-SILC MRK 2020 dosahoval približne 20 rokov.

Ak sa zameriame na vývoj podielu bezdetných žien, potom na grafe č. 20 môžeme vidieť, že už vo veku 20 – 24 rokov zostáva bez dieťaťa len necelá tretina opýtaných. Vo veku 25 – 29 rokov bezdetnosť klesla na necelých 13 %. Smerom k starším vekovým skupinám sa však udržala na hranici alebo tesne pod hranicou 10 %. Z uvedeného tak môžeme odhadovať, že aj napriek identifikovanému skorému začiatku reprodukčnej dráhy a pomerne dynamickému poklesu bezdetnosti v už najmladších vekových skupinách, by bez skúseností s biologickým materstvom zostala v tomto špecifickom prostredí približne desatina žien.

Graf č. 19 a 20: Štruktúra žien podľa veku pri narodení prvého dieťaťa a odhad podielu bezdetných žien v MRK



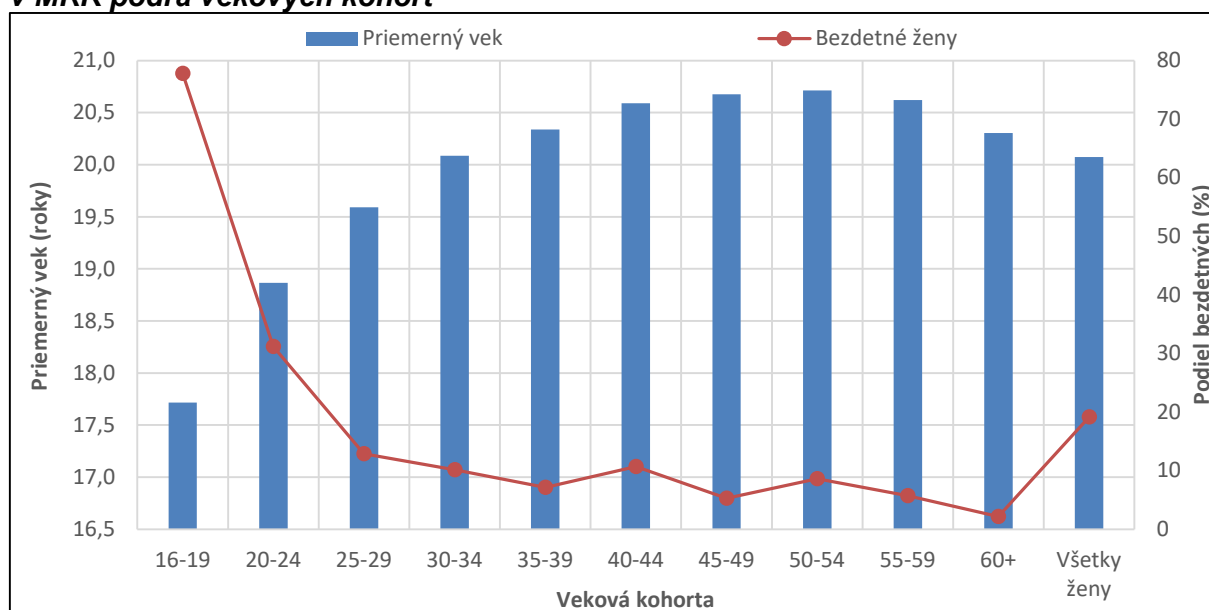
Zdroj: EU-SILC MRK 2020; výpočty autora

Zaujímavým z tohto hľadiska môže byť tiež prepojenie veku matky s jej vekom pri narodení prvého dieťaťa. Takýmto spôsobom je možné si urobiť určitú predstavu, či medzi jednotlivými vekovými kohortami dochádza, resp. došlo k zmene časovania materského štartu, alebo zostávajú medzikohortovo viac-menej stabilné. Výsledky takejto analýzy prezentuje graf č. 21.

V najmladších kohortách je hodnota priemerného veku značne ovplyvňovaná pomerne vysokou bezdetnosťou, a preto sa dá predpokladať, že ešte dôjde k jej zvýšeniu. V takejto podobe nás v podstate informuje len o časovaní materského štartu tých žien, ktoré sa v príslušnej vekovej kohorte už matkou stali. S dynamicky klesajúcou bezdetnosťou s rastúcim vekom žien však tento potenciálny efekt skreslenia stráca na význame a aj napriek tomu, že ženy ešte neukončili reprodukciu (resp. nie sú vo veku ukončenej reprodukcie), môže sa hodnota priemerného veku pri narodení prvého dieťaťa považovať za pomerne presnú aproximáciu. Nesporne zaujímavou je pritom skutočnosť, že vo vekových kohortách 40 – 59 rokov sa časovanie materského štartu medzi jednotlivými skupinami v podstate signifikantne nemení a zostáva na úrovni 20,6 – 20,7 roka. U najstarších kohort síce nastáva ešte určitý pokles, no v ich prípade musíme byť opatrní vzhľadom na celkovo nižšiu početnosť týchto osôb v MRK. Vzhľadom na to je zrejme, že aj keď v mladších kohortách vo veku 30 – 39 rokov ešte dôjde k určitému nárastu, nedá sa už vzhľadom na nízku bezdetnosť (približne 10 %) očakávať, že by tento nárast mal výraznejšie

prekročiť hodnotu 20,5 roka. Získané výsledky tak jednoznačne signalizujú pretrvávajúcu medzikohortovú stabilitu mechanizmov skorého materstva v MRK.

Graf č. 21: Priemerný vek žien pri narodení prvého dieťaťa a podiel bezdetných žien v MRK podľa vekových kohort



Zdroj: EU-SILC MRK 2020; výpočty autora

7. ZÁVER

Zisťovanie EU-SILC MRK 2020 predstavuje dôležitý a v mnohých ohľadoch jedinečný zdroj údajov o príjmoch a životných podmienkach osôb žijúcich v MRK na Slovensku. Aj keď tento druh zisťovania nie je primárne určený na demografické účely, obsahuje viaceré údaje, ktoré je možné využiť pri analýze niektorých aspektov rodinného a reprodukčného správania osôb žijúcich v tomto špecifickom priestore.

Na tieto ciele je možno využiť predovšetkým odpovede na otázky v dotazníku A – Zloženie domácností a v dotazníku C – Údaje za osoby vo veku 16 rokov a viac. Tie poskytujú možnosť analyzovať vekovú a pohlavnú štruktúru, ďalej rodinný stav, existenciu konsenzuálnych zväzkov na právnom základe a bez právneho základu, veľkosť a typ domácností. Okrem toho sú súčasťou týchto dotazníkov aj niektoré otázky týkajúce sa začiatku vybraných životných prechodov. U žien je to vek pri narodení prvého dieťaťa. Vzhľadom na spôsob zápisu údajov o časovaní materského štartu je navyše ešte možné identifikovať biologicky bezdetné ženy a z nich konštruovať úroveň bezdetnosti s vekom ženy.

Analýza takto získaných údajov potvrdila veľmi mladú vekovú štruktúru osôb žijúcich v MRK na Slovensku. To je výsledok jednak vysokého zastúpenia detskej zložky a naopak, veľmi nízkeho podielu osôb vo veku 65 a viac rokov. Pre súčasný, ale najmä budúci populačný vývoj je tiež dôležité vysoké zastúpenie osôb v reprodukčnom veku. Uvedené progresívne nastavenie vekovej štruktúry potvrdzujú všetky aplikované indikátory veku (nízky priemerný vek, index starnutia, výrazne kladné hodnoty Billeterovho indexu). Rovnako je zrejmé, že populácia MRK na Slovensku vykazuje veľmi nízke zaťaženie produktívnej zložky neproduktívnou, pričom hlavná časť celkového ekonomického zaťaženia je formovaná detskou zložkou.

Skorý začiatok párového súžitia sa odzrkadľuje na pomerne dynamickom poklese podielu slobodných osôb už v mladšom veku. Tento trend sa však postupne spomaľuje a v druhej polovici reprodukčného veku a na jeho konci zostáva nezanedbateľná časť mužov i žien z MRK bez skúseností so životom v manželskom zväzku. To implikuje a získané výsledky to následne aj potvrdzujú, že medzi osobami z MRK sú pomerne často rozšírené konsenzuálne zväzky bez právneho základu. Tie dosahujú nízke zastúpenie len medzi najmladšími a najstaršími osobami.

Vzhľadom na mladú vekovú štruktúru je medzi dospelou populáciou MRK len pomerne malý podiel vdov a vdovcov. Najmä u žien však s vekom identifikujeme ich rastúce zastúpenie. Obdobne málo častými sú podľa výsledkov zisťovania EU-SILC MRK 2020 rozvedené osoby.

Skorý začiatok sa netýka len párového súžitia, ale aj načasovania materského štartu. Potvrdzuje to jednak rozloženie odpovedí na otázku o veku pri narodení prvého dieťaťa, keď dominantné postavenie mal vek 18 – 21 rokov, ale aj samotný priemerný vek žien, ktorý dosahoval približne 20 rokov. S tým súvisí aj dynamicky klesajúci podiel bezdetných žien. Súčasne však výsledky zisťovania EU-SILC MRK 2020 naznačili, že v druhej polovici reprodukčného obdobia, ako aj na jeho konci zostáva bez skúsenosti s biologickým materstvom približne desatina žien z MRK.

Medzi domácnosťami dominujú jednoznačne domácnosti 2 dospelých s tromi a viac závislými deťmi. Časté sú aj tzv. ostatné typy domácnosti so závislými deťmi, ktoré sú prezentované najmä viacgeneračným súžitím. Naopak, marginálne sú domácnosti jednotlivcov a málo prítomné sú aj domácnosti 1 rodiča s aspoň jedným závislým dieťaťom. To sa odzrkadľuje aj na veľkostnej štruktúre domácností, s prevahou viacpočetných domácností. V dôsledku toho priemerný počet členov pripadajúcich na jednu domácnosť v MRK dosahuje až takmer 5,6 osoby.

LITERATÚRA

- [1] DUBAYOVÁ, M.: Rómska rodina na Slovensku: Pokus o kultúrnologickú reflexiu. In: Slovenský národopis, 1994, roč. 42, č. 2, s. 129 – 138.
- [2] KALIBOVÁ, K.: Špecifické rysy úmrtnosti romskej populácie v Československu. In: ÚMRTNOST a stárnutí obyvateľstva v ČSSR. ACTA DEMOGRAPHICA VIII. Praha: Československá demografická spoločnosť pri ČSAV, 1988, s. 63 – 70.
- [3] KALIBOVÁ, K.: Charakteristika úmrtnostných poměrů romské populacev ČSSR. In: Demografie, 1989, roč. 31, s. 239 – 250.
- [4] KALIBOVÁ, K.: Demografické charakteristiky romskej populácie v Československu. Disertačná práca. Praha: PŘF UK, 1991.
- [5] KUMANOVÁ, Z. – DŽAMBAZOVIČ, R. : Rómska rodina: na rozhraní medzi tradicionalitou a modernitou. In: Vašečka, M. (ed.) ČAČIPEN PAL O ROMA Súhrnná správa o Rómoch na Slovensku. Bratislava: IVO, 2002. s. 503 – 598.
- [6] MARKOVIČ, F. – PLACHÁ, Ľ.: Príjmy a životné podmienky v marginalizovaných rómskych komunitách: Vybrané ukazovatele zo zisťovania EU SILC MRK 2020. Bratislava: Úrad splnomocnenca vlády SR pre rómske komunity, 2021.
- [7] MLÁDEK, J. – PUKAČOVÁ, J.: Mladé vekové štruktúry Rómov na Slovensku. In: Acta Geographica Universitatis Comenianae, 2012, roč. 56, č. 1, s. 3 – 24.
- [8] MLÁDEK, J. – ŠIROČKOVÁ, J.: Kohabitácie ako jedna z foriem partnerského spoluzitia obyvateľstva na Slovensku. In: Sociológia, 2004, roč. 36, č. 5, s. 423 – 454.

- [9] RADÍČOVÁ, I.: Rómovia na prahu transformácie. In: Vašečka M. (ed.): ČAČIPEN PAL O ROMA. Súhrnná správa o Rómoch na Slovensku. Bratislava: IVO, 2002, s. 79 – 92.
- [10] ŠPROCHA, B.: Úmrtnosť a zdravotný stav rómskej populácie na Slovensku. 1. časť. In: Slovenská štatistika a demografia, 2012, roč. 22, č. 3, s. 86 – 101.
- [11] ŠPROCHA, B.: Úmrtnosť a zdravotný stav rómskej populácie na Slovensku. 2. časť. In: Slovenská štatistika a demografia, 2012, roč. 22, č. 3, s. 18 – 32.
- [12] ŠPROCHA, B.: Reprodukcia rómskeho obyvateľstva na Slovensku a prognóza jeho populačného vývoja. Bratislava: Prognostický ústav SAV, 2014.
- [13] ŠPROCHA, B.: Rómska populácia na Slovensku a kohortná plodnosť rómskych žien podľa výsledkov sčítania obyvateľov, domov a bytov 2011. In: Demografie, 2017, roč. 59, č. 2, s. 118 – 131.
- [14] ŠPROCHA, B. – ĎURČEK, P.: Rómovia na Slovensku v sčítaniach obyvateľov 1980 – 2011. Bratislava: INFOSTAT, 2017.
- [15] VAŇO, B.: Demografická charakteristika rómskej populácie v SR. Bratislava: INFOSTAT, 2001.
- [16] VAŇO, B. – HAVIAROVÁ, E.: Demografické trendy rómskej populácie. In: Vašečka, M. (ed.) ČAČIPEN PAL O ROMA. Súhrnná správa o Rómoch na Slovensku. Bratislava: IVO, 2002, s. 475 – 502.
- [17] VAŇO, B. – MÉSZÁROS, J.: Reprodukčné správanie obyvateľstva v obciach s nízkym životným štandardom. Bratislava: INFOSTAT, 2004.

RESUMÉ

Cieľom článku je analýza vybraných aspektov rodinného a reprodukčného správania osôb žijúcich v marginalizovaných rómskych komunitách na Slovensku prostredníctvom výsledkov špecializovaného zisťovania EU-SILC MRK 2020. Využívame získané údaje týkajúce sa veku, pohlavia a rodinného stavu respondentov. Ďalej bola pozornosť zameraná na vek pri vstupe do prvého manželstva a u žien pri narodení prvého dieťaťa. Okrem toho bolo možné hodnotiť tiež podiel bezdetných žien podľa veku, ako aj zastúpenie osôb žijúcich v kohabitáciách. Nemenej dôležité sú tiež informácie týkajúce sa veľkosti domácností a ich typu.

Získané výsledky potvrdili viaceré špecifiká osôb žijúcich v prostredí marginalizovaných rómskych komunít. Predovšetkým to je veľmi mladá veková štruktúra podmienená vysokým zastúpením detskej a reprodukčnej zložky a naopak veľmi nízkeho podielu osôb v seniorskom veku. Rovnako výsledky poukázali na skorý začiatok vstupu do prvého manželstva a materstva. Na druhej strane však tiež signalizujú, že nezanedbateľná časť osôb v tomto prostredí zostáva žiť mimo manželského zväzku a nestáva sa biologickým rodičom. Dôležitou alternatívou manželstva sú rôzne formy konsenzuálnych zväzkov bez legislatívneho ukotvenia. Týka sa to predovšetkým mladších osôb (nad 20 rokov) a postupne ich podiel s vekom následne klesá. V najstarších vekových skupinách je ich zastúpenie už pomerne nízke. Nízky podiel dosahujú tiež rozvedené a ešte viac ovdovené osoby.

Typickým znakom v prostredí marginalizovaných rómskych komunít sú relatívne veľké domácnosti, keď priemerný počet jej členov dosahuje takmer 5,6 osoby. Prevalu majú najmä 4 – 6 členné domácnosti, kým naopak, domácnosti jednotlivcov sú marginálnym javom. Z hľadiska typu domácností jasnú dominanciu majú rodinné domácnosti dvoch dospelých so závislými deťmi (najmä tromi a viac). Dôležité sú aj tzv. ostatné domácnosti dospelých so závislými deťmi, ktoré predstavujú predovšetkým rôzne formy viacgeneračných súžití. Okrem domácností jednotlivcov sú málo zastúpené aj rodinné domácnosti bez závislých detí a neúplné rodiny. Vývoj typov domácností

s vekom osôb v prostredí marginalizovaných rómskych komunít pritom úzko súvisí so spomínaným skorým začiatkom párového spolužitia a materskej dráhy.

RESUME

The aim of the article is to analyze selected aspects of the family and reproductive behavior of people living in marginalized Roma communities in Slovakia by means of the results of the specialized EU-SILC MRK 2020 survey. We use the data obtained regarding the respondents' age, sex and marital status. Furthermore, attention was focused on the age at first marriage and for women at the birth of their first child. In addition, it was also possible to evaluate the share of childless women by age, as well as the representation of persons living in cohabitation. The information regarding the size of the household and its type is equally important. The obtained results confirmed several specificities of persons living in the marginalized Roma communities. Above all, it is a very young age structure conditioned by a high representation of the child and reproductive component and, on the contrary, a very low proportion of people in senior age. The results also pointed to the early onset of entry into the first marriage and motherhood. On the other hand, however, they also indicate that an inconsiderable part of persons in this environment remain living outside the marriage union and do not become biological parents. An important alternatives to marriage are various forms of consensual unions without legislative anchoring. It mainly concerns younger people (over 20 years old) and their share gradually decreases with age. In the oldest age groups, their representation is already relatively low. A low share is also achieved by divorced and even more by widowed persons. A typical feature in the marginalized Roma communities are relatively large households, with the average number of its members reaching almost 5.6 persons. Households with 4-6 members are predominant, while single-person households are a marginal phenomenon. From the perspective of household type, family households of two adults with dependent children (especially three or more) clearly dominate. Also important are the so-called other households of adults with dependent children, which primarily represent various forms of multigenerational cohabitation. In addition to single-person households, family households without dependent children and single-parent families are also underrepresented. The development of household types with the age of persons in marginalized Roma communities is closely related to the afore-mentioned early start of cohabitation and motherhood.

PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS

Doc. RNDr. PhDr. 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 a v roku 2021 sa na Prírodovedeckej fakulte Univerzity Komenského v Bratislave habilitoval v odbore humánna geografia. 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 otázky konštrukcie populačných prognóz.

KONTAKT

branislav.sprocha@gmail.com

Daniel ČULÁK, Erik ŠOLTÉS

Katedra štatistiky, Fakulta hospodárskej informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave

PREDIKCIA ZÁNIKU PODNIKOV NA SLOVENSKU ZALOŽENÁ NA LOGISTICKEJ REGRESII A ASOCIOVANÝCH MARGINÁLNYCH STREDNÝCH HODNOTÁCH

PREDICTION OF ENTERPRISE DEATHS IN SLOVAKIA BASED ON A LOGISTIC REGRESSION AND ASSOCIATED MARGINAL MEANS

ABSTRAKT

Článok sa zameriava na identifikáciu faktorov vplývajúcich na zánik podnikov v Slovenskej republike s využitím aktuálnych dát o aktívnych a zaniknutých podnikoch poskytnutých spoločnosťou TREXiMA Bratislava, s. r. o. Cieľom je odhadnúť, ako tieto faktory ovplyvňujú životaschopnosť rôznych podnikov, hlavne podľa ich geografického umiestnenia, veľkosti, podľa počtu zamestnancov a odvetvia ekonomickej činnosti. Na modelovanie pravdepodobnosti zániku podnikov bola použitá logistická regresia a s ňou asociovaná analýza marginálnych stredných hodnôt a kontrastná analýza. Analýzy, ktorých výsledky sú prezentované v článku, boli realizované prostredníctvom programovacích jazykov Python a SAS.

ABSTRACT

The paper focuses on the identification of factors influencing enterprise deaths in the Slovak Republic using current data on active and defunct enterprises provided by the TREXiMA Bratislava, Ltd. The aim is to estimate how these factors affect the viability of different enterprises mainly according to their geographical location, size by the number of employees and the sector of economic activity. Logistic regression and its associated marginal means and contrast analysis were used to model the likelihood of enterprise deaths. The analyses, of which the results are presented in the paper, were performed by means of the Python and SAS programming languages.

KĹÚČOVÉ SLOVÁ

demografia podnikov, zánik podniku, logistická regresia, marginálne stredné hodnoty, kontrastná analýza

KEY WORDS

business demography, enterprise death, logistic regression, marginal means, contrast analysis

1. ÚVOD

Pojem demografia podnikov označuje súbor štatistických údajov, respektíve databázu údajov, ktorú vytvárajú národné štatistické úrady vrátane Štatistického úradu Slovenskej republiky [25]. Eurostat [5] uvádza, že demografia podnikov sa zaoberá sledovaním udalostí v životnom cykle podnikov, ako je ich vznik, zánik a ich pomer k celkovej populácii podnikov. Zahŕňa tiež sledovanie podnikov v priebehu času, poskytujúc informácie o ich prežití alebo ukončení činnosti a rozvoji určitých charakteristík, ako je veľkosť podniku. V súhrne, demografické štatistiky podnikov poskytujú údaje o aktívnej populácii podnikov, ich vzniku, prežití (sledovanom až päť rokov po vzniku) a zániku (podrobnejšie v [4] a [8]). V súčasnej ekonomike Európskej únie sa kľúčovým prvkom stáva schopnosť podnikov prispôbiť sa meniacim sa

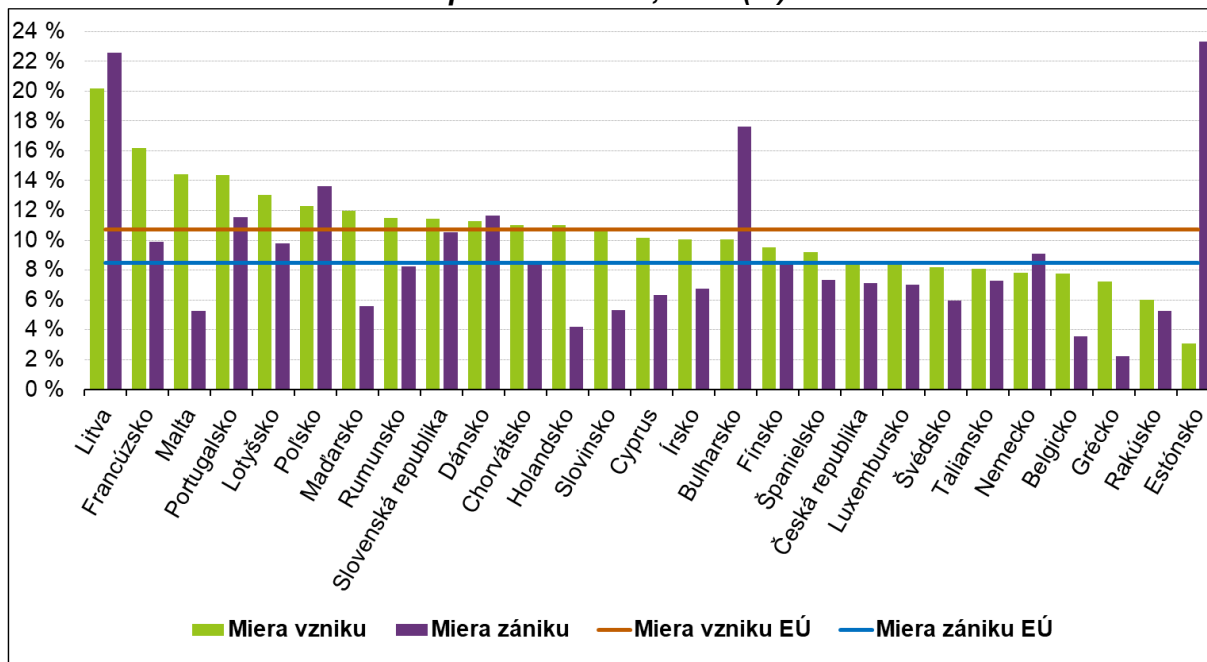
podmienkam a inovovať. V oblasti podnikateľskej demografie je dôležité rozlišovať medzi podnikmi, ktoré majú sklon k zániku a podnikmi, ktoré majú sklon k prežitiu (nezániku). Napríklad, strategické usmerňovanie podnikateľskej politiky na európskej úrovni ako súčasť stratégie Európa 2030 zdôrazňuje potrebu zlepšenia podnikateľského prostredia, čo v konečnom dôsledku podporuje trvalú udržateľnosť a konkurencieschopnosť podnikov.

Podľa Obchodného zákonníka § 5 definujú Lewik [11] a Slov-lex [20] podnik ako kombináciu materiálnych, personálnych a nemateriálnych prvkov, ktoré sa využívajú pri podnikateľskej činnosti. K podniku patria fyzické predmety, majetkové práva a iné hodnoty, ktoré sú vlastníctvom podnikateľov a sú určené na fungovanie podniku, alebo sú svojou povahou určené na takúto použitie.

Vojtková a kol. [25] konštatujú, že podľa metodiky demografie podnikov sa pod novovzniknutým podnikom rozumie subjekt, ktorý sa nevyskytoval v súbore aktívnych podnikov v predchádzajúcom 2-ročnom období a ktorý nevznikol odčlenením alebo transformáciou z iného, už existujúceho podniku. Autori kvalifikujú podnik ako prežívajúci, ak vykazuje hospodársku činnosť alebo zamestnáva pracovníkov nielen v roku, keď začal svoju činnosť, ale aj počas nasledujúcich rokov. Podnik sa definuje ako zaniknutý v určitom roku t , ak ako hospodárska jednotka neprejavuje žiadnu činnosť v nasledujúcich dvoch rokoch, nemá žiadneho právneho nástupcu a nevyužíva žiadne hospodárske zdroje. Toto neaktívne obdobie bez priamej kontinuity výrobných procesov sa interpretuje ako zánik podniku.

Na demografiu podnikov v Európskej únii sa bližšie pozrieme prostredníctvom miery vzniku [6] a miery zániku [7] podnikov v roku 2021, ktorý je posledným rokom, pre ktorý sú dáta dostupné na Eurostate pre viaceré krajiny EÚ.

Graf č. 1: Miera vzniku a zániku podnikov v EÚ, 2021 (%)



Zdroj: vlastné výpočty a spracovanie v MS Excel na základe údajov z Eurostatu [4]

Vznik nových podnikov je často vnímaný ako jeden z kľúčových faktorov tvorby pracovných miest a hospodárskeho rastu. Založenie nových podnikov sa považuje za zvýšenie konkurencieschopnosti populácie podnikov v danej krajine, pretože ich núti stať sa efektívnejšími v dôsledku novovznikajúcej konkurencie [4]. Pozrime sa na mieru vzniku podnikov v EÚ (graf č. 1), ktorá vyjadruje podiel novovzniknutých podnikov z celkového počtu aktívnych podnikov. V roku 2021 sa táto miera pohybovala od 3,1 % v Estónsku až po 20,2 % v Litve. Môžeme konštatovať, že dynamika demografických procesov (vzniku a zániku) podnikov je v ekonomicky rozvinutejších krajinách zvyčajne nižšia, pretože podniky sú tam lepšie etablované a stabilnejšie. Rovnaký trend platí aj pre pracovné príležitosti v novovzniknutých a zanikajúcich podnikoch, čo potvrdil aj Šoltés [22]. Miera vzniku podnikov bola v EÚ 10,7 %, zatiaľ čo miera zániku podnikov bola 8,5 %. Miera zániku podnikov bola obzvlášť nízka v Grécku (2,2 %), Belgicku (3,6 %) a Holandsku (4,2 %). Naopak, najvyššia miera zániku podnikov bola v Bulharsku (17,6 %), Litve (22,6 %) a v Estónsku (23,4 %). Vysoká miera vzniku, resp. zániku podnikov bola zistená v pobaltských krajinách, pričom v týchto krajinách ide o dlhodobý trend vzniku a zániku podnikov, čo potvrdzuje aj Šoltés [23]. Slovenská republika v porovnaní s priemerom EÚ27 zaznamenala vyššiu mieru vzniku podnikov (11,4 %) a najmä vyššiu mieru zániku podnikov (10,6 %). Aj uvedená skutočnosť nás motivovala na analýzu zániku podnikov na Slovensku.

Primárnym cieľom článku je predikovať pravdepodobnosť zániku podnikov v Slovenskej republike v závislosti od relevantných faktorov, dostupných v databázach údajov, ktoré nám poskytla spoločnosť TREXiMA Bratislava, spol. s r. o. Účelom je zistiť, aké charakteristiky a podmienky predurčujú podniky na vyššie riziko zániku, a odhadnúť, ako tieto faktory ovplyvňujú životaschopnosť podnikov. Chceme identifikovať relevantné faktory ovplyvňujúce pravdepodobnosť zániku podnikov a kvantifikovať čistý vplyv týchto faktorov na túto pravdepodobnosť. Na tento účel sme využili analýzu marginálnych stredných hodnôt logitov zániku podnikov a kontrastnú analýzu pre kategoriálne vysvetľujúce premenné. Uvedené analýzy nám umožnili identifikovať rizikové profily podnikov a následne kvantifikovať ich rizikovosť prostredníctvom odhadov pravdepodobností zániku podnikov. Okrem toho, článok poskytuje aj odhady pravdepodobností zániku podnikov pre rôzne kombinácie relevantných faktorov, čím sa získa komplexnejší obraz o vzájomnom vplyve viacerých faktorov na riziko zániku podniku.

2. METODIKA VYUŽITÝCH ŠTATISTICKÝCH METÓD

Prezentované výsledky výskumu sú založené na binomickom logitovom modeli:

$$\eta_i = \text{logit}(p_i) = \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} \quad (1)$$

kde β_j sú neznáme parametre modelu odhadnuté pomocou iteratívnej metódy maximálnej vierohodnosti (pozri [2]) a p_i predstavujú podmienené pravdepodobnosti (pozri [26]) zániku podniku pre i -tý profil podniku. Logistická regresia patrí do širokej triedy zovšeobecnených lineárnych modelov (GLM, pozri [1]). Hlbšiu analýzu vplyvu spojených číselných premenných, ale najmä kategoriálnych vysvetľujúcich faktorov na cieľovú premennú možno vykonať prostredníctvom marginálnych stredných hodnôt (známych aj ako LS Means – stredné hodnoty najmenších štvorcov), ktorých odhad

vychádza z GLM, a prostredníctvom kontrastnej analýzy a odhadov lineárnych kombinácií parametrov modelu.

Podrobnejšiu diskusiu o odhade marginálnych stredných hodnôt a jeho výhodách oproti klasickým aritmetickým priemerom poskytujú napríklad Goodnight a Harvey [9], Suzuki a kol. [21] a Wang a kol. [27]. V tomto článku využívame analýzu marginálnych stredných hodnôt pomocou príkazu LSMEANS v rámci programu PROC LOGISTIC [15] v programovacom jazyku SAS.

Okrem toho využívame kontrastnú analýzu (pozri [3], [10], [18]) pomocou príkazu CONTRAST. Prostredníctvom tohto príkazu testujeme všeobecnú lineárnu hypotézu:

$$H_0 : \mathbf{L}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{0}$$

kde $\boldsymbol{\beta}$ je vektor parametrov modelu (1) a \mathbf{L} je matica kontrastu (pozri [12], [17]). V logistickej regresii všeobecnú lineárnu hypotézu testujeme pomocou Waldovej testovacej štatistiky:

$$\chi_w^2 = (\mathbf{L}\hat{\boldsymbol{\beta}})^T \cdot (\mathbf{L}\mathbf{S}_{\hat{\boldsymbol{\beta}}}\mathbf{L}^T)^{-1} \cdot \mathbf{L}\hat{\boldsymbol{\beta}} \quad (2)$$

kde $\mathbf{S}_{\hat{\boldsymbol{\beta}}}$ je kovariančná matica vektora odhadov parametrov modelu (1).

Waldova štatistika (2) má asymptoticky chí-kvadrátové rozdelenie, ktoré má l stupňov voľnosti, kde l je hodnota matice \mathbf{L} . Pri testovaní jednej lineárnej kombinácie má 1 stupeň voľnosti a v prípade simultánneho testu l lineárnych kombinácií má l stupňov voľnosti [12].

Dôležitou súčasťou prezentovanej analýzy je odhad pravdepodobnosti zániku podnikov pre rôzne profily podnikov. Bodové odhady pravdepodobnosti odvodené z logistického modelu (1) sú dané rovnicou:

$$\hat{p}_i = 1 / [1 + \exp(-\hat{\eta}_i)] \quad (3)$$

Hranice 100(1 - α)% intervalu spoľahlivosti sa vyčíslia podľa vzťahu:

$$1 / \left[1 + \exp \left(-\hat{\eta}_i \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \hat{\sigma}(\hat{\eta}_i) \right) \right] \quad (4)$$

kde $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ je kvantil normovaného normálneho rozdelenia a $\hat{\sigma}(\hat{\eta}_i)$ je štandardná chyba odhadu $\hat{\eta}_i$ (pozri [15]). Bodové a intervalové odhady pravdepodobnosti zániku podniku sme získali pomocou možnosti ESTIMATE v rámci príkazu CONTRAST v programovacom jazyku SAS. Na ich vizualizáciu sme využili príkaz EFFECTPLOT (podrobnejšie v [15]).

3. ÚDAJOVÁ ZÁKLADŇA, PREDSPRACOVANIE DÁT A VÝBER PREMENNÝCH

Výsledky analýz prezentovaných v článku vychádzajú z údajovej základne, ktorá obsahovala údaje o zaniknutých a nezaniknutých podnikoch v SR a zahŕňala aj

podniky s nulovým počtom zamestnancov (konateľ spoločnosti sa nezapočítava medzi zamestnancov), nezahŕňala živnostníkov a bankové inštitúcie. Mali sme k dispozícii 46 finančných ukazovateľov za tri roky pred zánikom podniku, a to za 235 790 podnikov. Dátový súbor obsahoval údaje o zaniknutých podnikoch od roku 2018 po rok 2022. V grafe č. 2 uvádzame všetky finančné ukazovatele, ktoré sme mali k dispozícii, pričom T1 označuje dáta z roku bezprostredne pred zánikom, T2 predstavuje dáta z dvoch rokov pred zánikom a T3 z troch rokov pred zánikom, resp. T-1, T-2 a T-3 od roku zániku. Ak spoločnosť nezanikla, tak T1, T2 a T3 vyjadrujú údaje za roky 2022, 2021 a 2020. Podiel zaniknutých podnikov na počte aktívnych podnikov bol v sledovanom období 2,32 % (5 468 zaniknutých podnikov z 235 790 aktívnych podnikov). V sledovanom období najviac podnikov (1 426; 3 %) zaniklo v roku 2021 a najmenej (837; 1,75 %) v roku 2019.

Keďže sme modelovali zriedkavú udalosť, akou je zánik podniku, bolo potrebné uchovať čo najviac údajov. Pri výbere nezávislých premenných sme dali prednosť tým premenným, ktoré mali menej chýbajúcich hodnôt, pričom sme vychádzali z grafu č. 2. Keďže zánik podniku je zriedkavou udalosťou, bolo potrebné zabezpečiť, aby väčšina podnikov, ktoré zaznamenali túto negatívnu udalosť (zánik), vstupovali do odhadu modelu. V prípade, že podnik zanikne v roku T , jeho účtovná uzávierka za rok $T-1$ môže byť nekompletná alebo skreslená pre okolnosti súvisiace so zánikom. Môžu byť zanedbané niektoré aspekty účtovania v dôsledku zredukovaných operatívnych alebo administratívnych kapacít. Tieto uzávierky nemusia teda presne odrážať finančný stav pred zánikom. Použitím údajov z obdobia $T-2$ tak minimalizujeme riziko skreslenia, ktoré môže byť spôsobené okolnosťami súvisiacimi s nadchádzajúcim zánikom podniku, keďže indikácia, že s podnikom nie je niečo v poriadku sa prejaví skôr, ako reálne zanikne. Na vyčlenených premenných sme kombináciou viacerých metód výberu regresorov, ktoré poskytuje SAS Enterprise Guide, potom vybrali najrelevantnejšie. Bližšie aj o ostatných metódach výberu píše SAS [16]. Nakoniec sme vybrali také premenné, ktoré majú najväčší a zároveň významný vplyv na zánik podnikov. Pri vývoji prediktívneho modelu sme sa snažili nájsť rovnováhu medzi komplexnosťou modelu a jeho interpretovateľnosťou. Pridanie veľkého množstva premenných s malým vplyvom by zlepšilo daný model len o veľmi málo, ale zároveň by to viedlo k vytvoreniu modelu, ktorý by bol ťažko interpretovateľný a v praxi ťažko aplikovateľný.

Graf č. 2: Chýbajúce hodnoty (v %) jednotlivých potenciálnych vysvetľujúcich premenných (na osi y) osobitne pre zaniknuté a nezaniknuté podniky a osobitne na roky T-1, T-2 a T-3



Zdroj: TREXiMA Bratislava, s.r.o., vlastné spracovanie v Pythone

4. MODEL Y LOGISTICKEJ REGRESIE A ANALÝZA MARGINÁLNYCH STRENNÝCH HODNÔT ZÁNIKU PODNIKOV

Postupmi uvedenými v predchádzajúcej časti článku sme do modelu vybrali vysvetľujúce premenné, ktoré uvádzame v tabuľke č. 1. Pri kategoriálnych premenných uvádzame aj počet obmien. Závislou (modelovanou) premennou je *Zanik*. Ide o binárnu premennú, ktorá nadobúda dve obmeny podľa toho či podnik skutočne zanikol (obmena *Zanik*) alebo nezanikol (obmena *Nezanik*).

V tabuľke č. 2 uvádzame vplyv jednotlivých či už spojitéch alebo kategoriálnych premenných. Ukázalo sa, že práve kategoriálne premenné vplývajú najviac na riziko zániku podnikov. Najväčší vplyv mal *Kraj*, v ktorom sa podnik nachádza, potom sekcia ekonomickej činnosti (*Hlsknace1*), v ktorej podnik pôsobí, a veľkosť podniku

(*Zam_kat*) meraná počtom zamestnancov. Spojité premenné uvedené v tabuľkách č. 1 a č. 2 mali menší vplyv na zánik podnikov, avšak na hladine významnosti 0,05 je štatisticky významný. Poradie premenných, ktoré budeme uvádzať je dané metódou krokovej regresie. O výbere regresorov nielen v PROC LOGISTIC bližšie pozri Lund [13]. O správne zvolenom počte regresorov do modelu logistickej regresie píše Peduzzi et al. [14]. Pomerne detailné vysvetlenie výstupov z PROC LOGISTIC opisuje UCLA [24].

Tabuľka č. 1: Prehľad premenných vstupujúcich do modelu

Premenná	Vysvetlivky
Zanik	Nastatie udalosti = <i>Zanik</i> ; Nenastatie udalosti = <i>Nezanik</i>
Kraj (8)	Kraj, z ktorého pochádza daný podnik
Hlsknace1 (19)	Klasifikácia ekonomických činností SK-NACE [19]
Zam_kat (9)	Veľkostná kategória podľa počtu zamestnancov podniku
Celk_zadlizenost_T2	Celková zadlženosť podniku v %, v roku T-2 od roku zániku
	Ak spoločnosť nezaničila, je to údaj za rok 2021.
Obrat aktiv_T2	Obrat aktív podniku v bezrozmerných číslach, v roku T-2 od roku zániku
	Ak spoločnosť nezaničila, je to údaj za rok 2021
EBITDA_PH_T2	Pomer EBITDA na pridanú hodnotu v %, v roku T-2 od roku zániku
	Ak spoločnosť nezaničila, je to údaj za rok 2021
Fin_účty/Aktíva_T2	Pomer finančných účtov na aktíva v %, v roku T-2 od roku zániku
	Ak spoločnosť nezaničila, je to údaj za rok 2021
doba_posobenia_rok	Doba pôsobenia podniku v rokoch od začiatku jeho založenia po rok zániku
	Ak spoločnosť nezaničila, je to vek podniku do roku 2022

Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné spracovanie v MS Excel

Na základe tabuľky č. 2 môžeme konštatovať, že v modeli logistickej regresie má všetkých 8 vysvetľujúcich premenných na hladine významnosti 0,05 signifikantný vplyv ($p < 0,0001$) na cieľovú premennú. Na základe všetkých troch testov a ich veľmi malej p -hodnoty ($p < 0,0001$) sme zistili, že model ako celok je štatisticky významný na zvolenej hladine významnosti 0,05.

Tabuľka č. 2: Základná analýza modelu logistickej regresie na posúdenie štatistickej významnosti premenných a modelu ako celku

Effect	DF	Wald Chi-Square	p-value
Kraj	7	254,8125	<,0001
Hlsknace1	18	133,0884	<,0001
Zam_kat	8	53,4613	<,0001
Celk_zadlizenost_T2	1	15,4784	<,0001
Obrat aktiv_T2	1	20,2144	<,0001
EBITDA_PH_T2	1	5,3056	0,0213
Fin_účty/Aktíva_T2	1	5,4955	0,0191
doba_posobenia_rok	1	6,8731	0,0088

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0			
Test	Chi-Square	DF	p-value
Likelihood Ratio	603,7404	38	<,0001
Score	876,2299	38	<,0001
Wald	565,8302	38	<,0001

Zdroj: TREXiMA Bratislava, s.r.o., vlastné spracovanie v SAS EG

V tabuľke č. 3 sme použili referenčné kódovanie, pričom každá referenčná kategória je v tabuľke označená skratkou *ref.*. Pre každú nižšie uvedenú interpretáciu platí podmienka *ceteris paribus*.

V porovnaní s Bratislavským krajom, ktorý je referenčným krajom, sú všetky ostatné kraje menej rizikové z pohľadu zániku podnikov, keďže pomer šancí majú menší ako 1. Najmenej rizikový je Košický kraj, v ktorom majú podniky približne len polovičnú šancu zániku oproti Bratislavskému kraju. O niečo vyššiu šancu zániku má Prešovský a Trnavský kraj. Podniky v Nitrianskom, Trenčianskom a Žilinskom kraji majú vyššiu šancu zániku, ale stále nižšiu než v Bratislavskom kraji ($p < 0,05$). Druhý najrizikovejší je Banskobystrický kraj, ktorý má šancu na zánik podnikov približne 1,27-krát nižšiu oproti šanci na zánik podnikov v Bratislavskom kraji.

V prípade sekcií ekonomických činností (SK-NACE) sme uvažovali o referenčnej kategórii S (ostatné činnosti). V porovnaní s touto kategóriou má každá ďalšia kategória vyššiu šancu zániku podniku, avšak oproti sekciám A, E, K, O, Q a P tento rozdiel v šanciach nie je štatisticky významný na hladine významnosti 0,05. Najrizikovejšou sekciou sa javí sekcia O (verejná správa a obrana; povinné sociálne zabezpečenie), ktorá má takmer 7-krát vyššiu šancu zániku ako sekcia S, avšak pre jej extrémne nízku početnosť je tento bodový odhad málo vierohodný, o čom svedčí aj veľmi široký interval spoľahlivosti. Ak abstrahujeme od sekcie O, tak najrizikovejšie sú sekcie B a D, ktoré majú signifikantne vyššiu pravdepodobnosť zániku podnikov ako podniky zo sekcie S.

V porovnaní s referenčnou veľkostnou kategóriou podnikov (podniky s 0 zamestnancami) majú podniky s počtom zamestnancov 1 000 a viac až 2,47-krát nižšiu šancu zániku. Približne 1,98-krát nižšiu šancu zániku oproti podnikom s 0 zamestnancami majú podniky s počtom zamestnancov od 500 do 999. Nižšiu šancu zániku oproti kategórii s 0 zamestnancami majú aj kategórie podnikov s 10 až 19 zamestnancami, 20 až 49 zamestnancami, 1 až 9 zamestnancami a 250 až 499 zamestnancami. Najrizikovejšia je kategória podnikov s 50 až 99 zamestnancami. Tu je predmetná šanca 1,54-krát vyššia ako v podnikoch bez zamestnancov a až 3,81-krát vyššia ako v podnikoch s 1 000 a viac zamestnancami.

Tabuľka č. 3: Odhad parametrov logitového modelu a pomerov šanci (OR)

Parameter	Estimate	Standard Error	p-value	OR Estimate	95% Wald confidence interval for OR	
					Lower Limit	Upper Limit
Intercept	-4,0762	0,1687	<,0001	-	-	-
KRAJ BB	-0,2417	0,0577	<,0001	0,7853	0,7013	0,8794
KRAJ KE	-0,6971	0,0642	<,0001	0,4980	0,4391	0,5648
KRAJ NR	-0,4389	0,0578	<,0001	0,6447	0,5757	0,7221
KRAJ PO	-0,6440	0,0673	<,0001	0,5252	0,4603	0,5992
KRAJTN	-0,3925	0,0638	<,0001	0,6754	0,5960	0,7653
KRAJ TT	-0,5978	0,0663	<,0001	0,5500	0,4830	0,6263
KRAJ ZA	-0,4263	0,0572	<,0001	0,6529	0,5837	0,7304
KRAJ BA (ref.)	0,0000	0,0000	-	1,0000	1,0000	1,0000
HLSKNACE1 A	0,0230	0,2173	0,9156	1,0233	0,6684	1,5667
HLSKNACE1 B	1,0135	0,4846	0,0365	2,7552	1,0657	7,1233
HLSKNACE1 C	0,4302	0,1735	0,0132	1,5375	1,0942	2,1604
HLSKNACE1 D	1,0674	0,2925	0,0003	2,9079	1,6391	5,1589
HLSKNACE1 E	0,2737	0,3086	0,3753	1,3148	0,7180	2,4075
HLSKNACE1 F	0,4387	0,1750	0,0122	1,5508	1,1004	2,1855
HLSKNACE1 G	0,8266	0,1692	<,0001	2,2855	1,6405	3,1840
HLSKNACE1 H	0,4740	0,1852	0,0105	1,6065	1,1176	2,3093
HLSKNACE1 I	0,5626	0,1857	0,0024	1,7552	1,2198	2,5256
HLSKNACE1 J	0,4550	0,1778	0,0105	1,5761	1,1123	2,2334
HLSKNACE1 K	0,4075	0,3468	0,2399	1,5031	0,7618	2,9658
HLSKNACE1 L	0,7874	0,1749	<,0001	2,1978	1,5599	3,0965
HLSKNACE1 M	0,5334	0,1697	0,0017	1,7048	1,2224	2,3774
HLSKNACE1 N	0,5964	0,1721	0,0005	1,8156	1,2957	2,5441
HLSKNACE1 O	1,9432	1,0604	0,0669	6,9810	0,8737	55,7820
HLSKNACE1 P	0,3840	0,2151	0,0743	1,4682	0,9630	2,2383
HLSKNACE1 Q	0,3074	0,1959	0,1166	1,3599	0,9263	1,9963
HLSKNACE1R	0,5549	0,2123	0,0089	1,7417	1,1489	2,6403
HLSKNACE1 S (ref.)	0,0000	0,0000	-	1,0000	1,0000	1,0000
ZAM_KAT 1 - 9	-0,1893	0,0343	<,0001	0,8275	0,7738	0,8850
ZAM_KAT 10 - 19	-0,2188	0,0833	0,0086	0,8035	0,6824	0,9460
ZAM_KAT 20 - 49	-0,1949	0,1070	0,0684	0,8229	0,6673	1,0149
ZAM_KAT 50 - 99	0,4319	0,1366	0,0016	1,5402	1,1784	2,0132
ZAM_KAT 100 - 249	0,1664	0,1960	0,3960	1,1810	0,8043	1,7341
ZAM_KAT 250 - 499	-0,0425	0,3608	0,9062	0,9584	0,4725	1,9437
ZAM_KAT 500 - 999	-0,6832	0,7137	0,3384	0,5050	0,1247	2,0456
ZAM_KAT 1000+	-0,9055	1,0073	0,3687	0,4043	0,0561	2,9115
ZAM_KAT 0 (ref.)	0,0000	0,0000	-	1,0000	1,0000	1,0000
Celk_zadlzenost_T2	0,0003	0,0001	<,0001	1,0003	1,0002	1,0005
EBIT_PH_T2	0,0001	0,0001	0,0213	1,0001	1,0000	1,0002
Obrat aktiv_T2	0,0010	0,0002	<,0001	1,0010	1,0006	1,0014
Fin_úcty/Aktíva_T2	-0,0093	0,0040	0,0191	0,9908	0,9831	0,9985
doba_posobenia_rok	0,0060	0,0023	0,0088	1,0060	1,0015	1,0106

Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné spracovanie v SAS EG

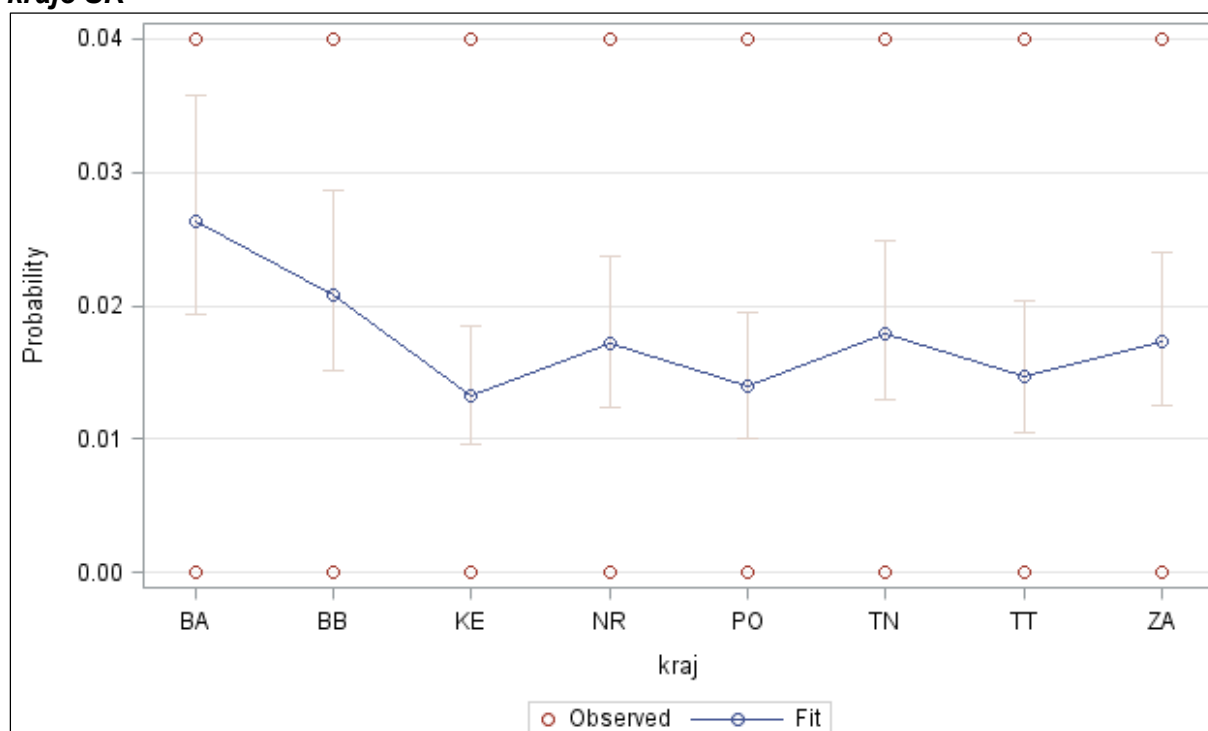
Na základe pomerov šancí pre spojité číselné premenné (tab. 3) sme zistili, že jedine premenná *Fin_účty/Aktíva_T2* negatívne vplyva na zánik podniku. Okrem spomenutej premennej majú všetky ostatné ukazovatele pozitívny vplyv na zánik podniku.

Podľa zistení o spojitych číselných premenných konštatujeme, že jednotkové zmeny jednotlivých číselných premenných spôsobujú pomerne nepatrnú zmenu šancí zániku podnikov, ale treba zdôrazniť, že pri všetkých týchto premenných sa potvrdila signifikantnosť vplyvu na pravdepodobnosť zániku podnikov.

Na bodové a intervalové odhady pravdepodobnosti zániku podnikov pre jednotlivé kategoriálne premenné sme nastavili hodnoty spojitych číselných premenných na priemernú hodnotu, t. j. išlo o priemerný podnik. Hodnoty vyzerali takto::

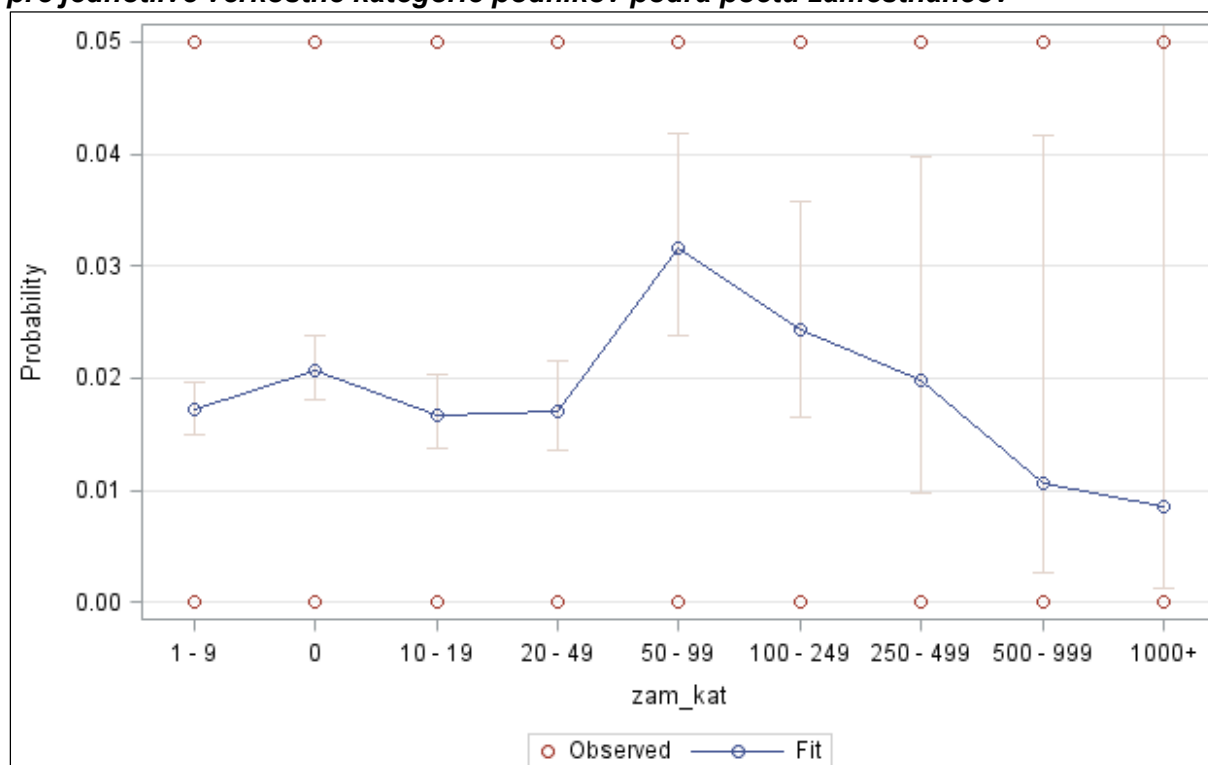
- *Celk_zadlzenost_T2* = 2,048
- *EBITDA_PH_T2* = 1,179
- *Obrat_aktív_T2* = 2,52
- *Fin_účty/Aktíva_T2* = 0,419
- *Doba_posobenia_rok* = 11,16

Graf č. 3: Bodové a intervalové (95 %) odhady pravdepodobnosti zániku podnikov pre kraje SR



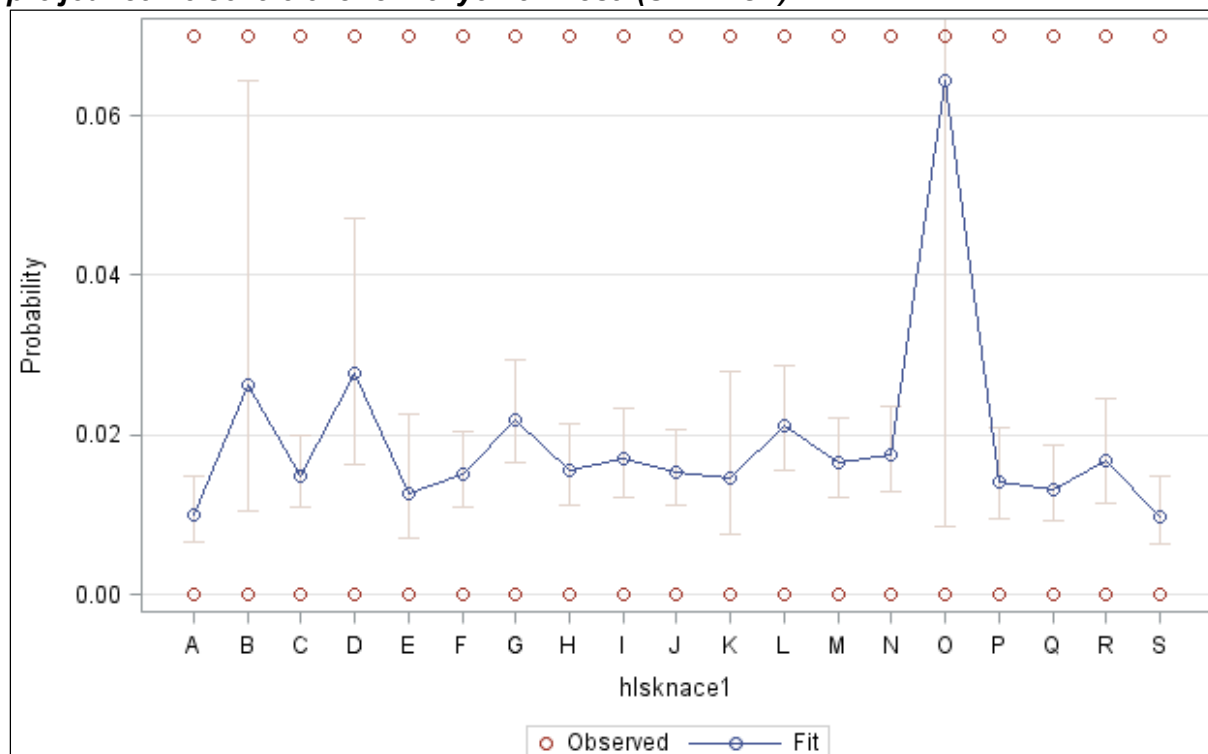
Zdroj: TREXiMA Bratislava, s.r.o., vlastné spracovanie v programovacom jazyku SAS

Graf č. 4: Bodové a intervalové (95 %) odhady pravdepodobnosti zániku podnikov pre jednotlivé veľkostné kategórie podnikov podľa počtu zamestnancov



Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné spracovanie v programovacom jazyku SAS

Graf č. 5: Bodové a intervalové (95 %) odhady pravdepodobnosti zániku podnikov pre jednotlivé sekcie ekonomických činností (SK-NACE)



Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné spracovanie v programovacom jazyku SAS

V grafoch č. 3 až č. 5 vidíme odhadnuté pravdepodobnosti zániku podnikov pre jednotlivé kategórie príslušného kategoriálneho faktora (kraj, veľkostná skupina, sekcia ekonomickej činnosti), pričom spojité číselné premenné, ktoré boli zaradené do modelu, nadobúdajú priemerné hodnoty. Pravdepodobnosť zániku v Bratislavskom kraji sme odhadli na úrovni 2,64 %, čo je spomedzi všetkých krajov najviac, tu sa nám potvrdzuje to, že z pohľadu zániku podnikov ide o najrizikovejší kraj, čo sme zistili už pri interpretácii pomerov šancí. Druhým najrizikovejším je Banskobystrický kraj, ktorý dosiahol úroveň zániku na úrovni 2,08 %. Nitriansky, Trenčiansky a Žilinský kraj majú o niečo nižšie pravdepodobnosti zániku od 1,72 % po 1,80 %. Nasledujú Košický, Prešovský a Trnavský kraj, pričom všetky tri kraje majú najnižšiu pravdepodobnosť zániku, a to od 1,33 % do 1,47 %.

Z hľadiska veľkostnej kategórie podnikov kategorizovanej podľa počtu zamestnancov majú najvyššiu pravdepodobnosť zániku podniky s počtom 50 až 99 zamestnancov, a to na úrovni 3,15 %. Túto kategóriu by sme mohli považovať za najrizikovejšiu. Menej rizikové sú kategórie podnikov so 100 až 249 zamestnancami a 0 zamestnancami, ktoré majú pravdepodobnosť zániku 2,44 %, resp. 2,07 %. Pravdepodobnosť zániku pod 2 % majú podniky s 250 až 499 zamestnancami (1,99 %), 1 až 9 zamestnancami (1,72 %), 20 až 49 zamestnancami (1,71 %) a 10 až 19 zamestnancami (1,67 %). Už pomerne nízku pravdepodobnosť na úrovni 1,06 % dosahuje kategória podnikov s počtom zamestnancom 500 až 999. Najmenej rizikové sú veľké podniky, ktoré majú aspoň 1000 zamestnancov, kde úroveň zániku je len 0,85 %. Z toho vyplýva tvrdenie, že veľké podniky v priemere zanikajú menej ako menšie.

Ak abstrahujeme od sekcie ekonomickej činnosti O (dôvody sme už uviedli), tak najrizikovejšími sú sekcie D a B, ktoré dosahujú úroveň zániku až 2,78 %, resp. 2,64 %. Nad 2 % majú úroveň zániku ešte sekcie G (2,20 %) a L (2,12 %). Úroveň zániku od 1,76 % po 1,50% majú sekcie N, I, R, M, H, J, F. Ešte nižšiu pravdepodobnosť zániku od 1,49 % po 1,28 % majú kategórie C, K, P, Q a E. Najmenšiu pravdepodobnosť zániku, pod 1 %, majú sekcie A (1,00 %) a S (0,98 %).

Diffogram¹ na grafe č. 6 potvrdzuje predchádzajúce výsledky, že najrizikovejším z hľadiska zániku podnikov je Bratislavský kraj. Najmenej rizikovými sú Košický, Prešovský a Trnavský kraj. Podľa grafu č. 6 (vľavo) medzi dvojicami týchto krajov nie sú významné rozdiely v strednej hodnote logitov zániku podnikov. Zhodu medzi týmito 3 kraji sme overili simultánnym testom dvoch nulových hypotéz, ktorý sme realizovali prostredníctvom príkazu CONTRAST v rámci procedúry PROC LOGISTIC v programovacom jazyku SAS. Výsledkom je tabuľka č. 4.

Tabuľka č. 4: Testy zhody marginálnych stredných hodnôt logitu pravdepodobnosti zániku podnikov vo vybraných krajoch

Contrast Test Results			
Contrast	DF	Wald Chi-Square	p-value
NR=TN=ZA	2	0,3661	0,8327
KE=PO=TT	2	1,3662	0,5050

Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné spracovanie v programovacom jazyku SAS

¹ Diffogram patrí medzi grafy viacnásobného porovnávania stredných hodnôt. Vo všeobecných lineárnych modeloch porovnáva marginálne stredné hodnoty cieľovej premennej pre všetky dvojice kategórií posudzovaného kategoriálneho faktora. V prípade logistického modelu sa namiesto marginálnych stredných hodnôt cieľovej premennej porovnávajú marginálne stredné hodnoty logitov.

Na základe p-hodnoty uvedenej v prvom riadku tabuľky č. 4 ($p < 0,8327$), na hladine významnosti 0,05 nezamietame zhodu marginálnych stredných hodnôt logitov medzi Nitrianskym, Trenčianskym a Žilinským krajom, čo znamená, že nemáme dôkazy o tom, že pravdepodobnosť zániku podnikov sa v týchto 3 krajoch líši. Rovnaký záver ($p < 0,5050$) platí aj pre Košický, Prešovský a Trnavský kraj.

Zistili sme, že potenciálne by sme mohli z uvedených šiestich krajov spraviť dva zhluky. Je však žiaduce, aby sa tieto 2 zhluky z pohľadu cieľovej premennej navzájom signifikantne odlišovali.

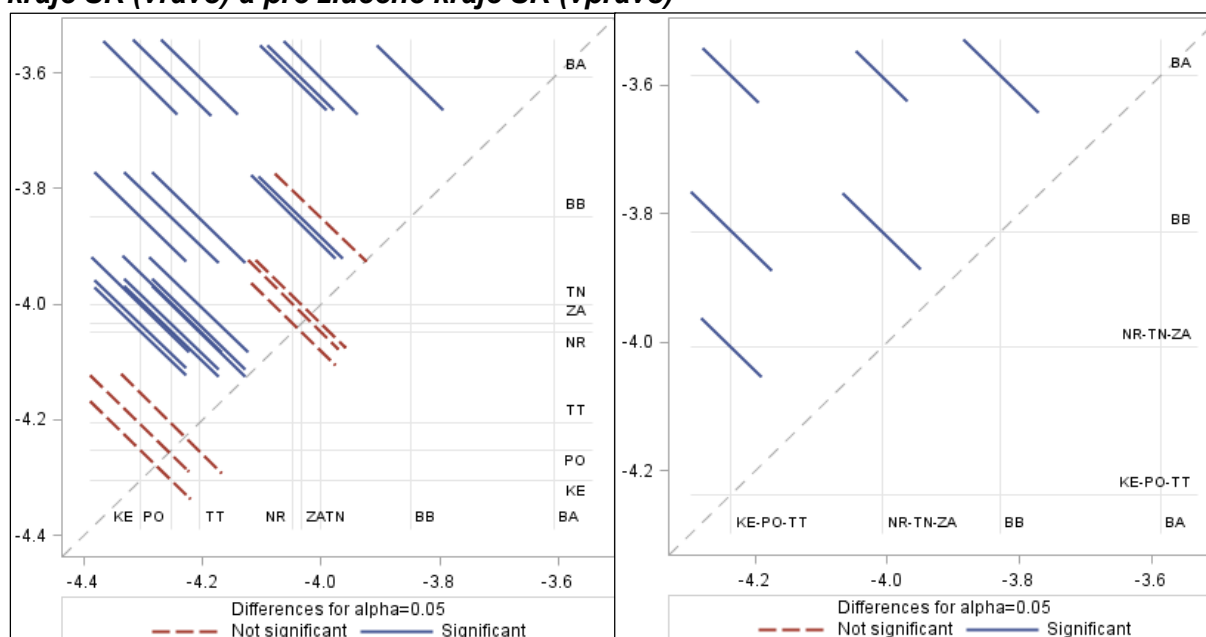
Tabuľka č. 5: Test zhody marginálnych stredných hodnôt logitu pravdepodobnosti zániku podnikov medzi zhlukmi krajov

Contrast Test Results			
Contrast	DF	Wald Chi-Square	p-value
NR=TN=ZA vs KE=PO=TT	1	23,3797	<,0001

Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné spracovanie v programovacom jazyku SAS

Na základe p-hodnoty ($p < 0,0001$) z tabuľky č. 5 môžeme na hladine významnosti 0,05 tvrdiť, že medzi uvedenými zhlukmi krajov je štatisticky významný rozdiel v marginálnych stredných hodnotách, a teda tieto dva zhluky krajov majú signifikantne odlišnú pravdepodobnosť zániku podnikov. Túto skutočnosť potvrdzuje aj diffogram v grafe č. 6 vpravo.

Graf č. 6: Diffogram marginálnych stredných hodnôt logitov zániku podnikov pre všetky kraje SR (vľavo) a pre zlúčené kraje SR (vpravo)

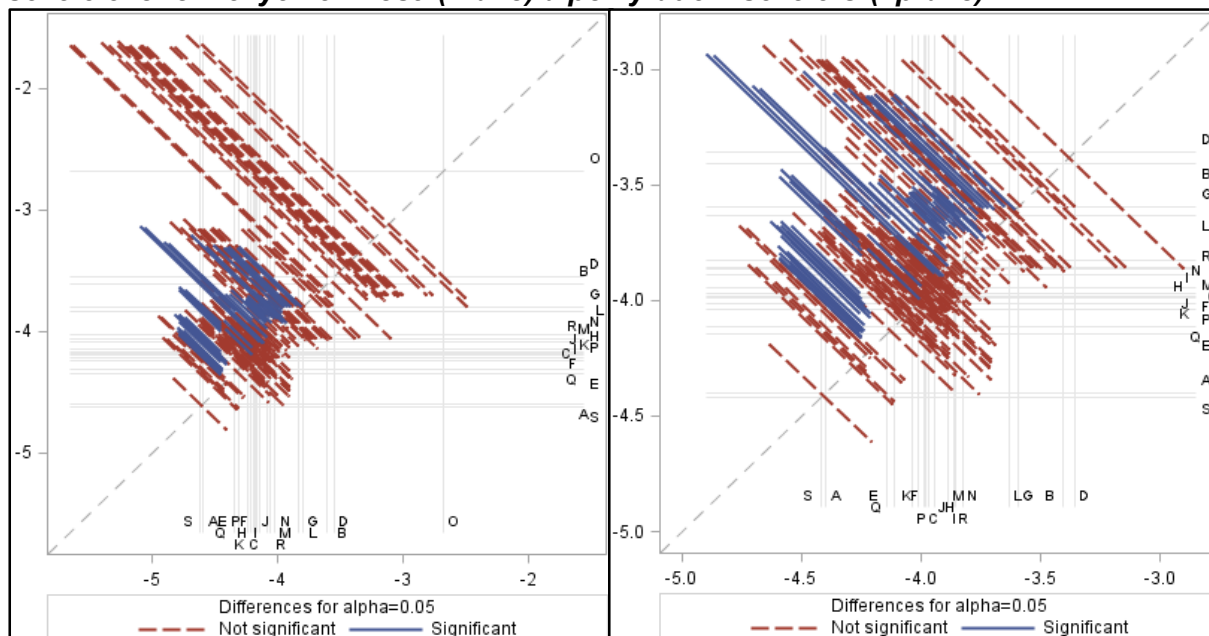


Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné spracovanie v programovacom jazyku SAS

V grafe č. 7 vidíme, že medzi mnohými dvojicami sekcií ekonomických činností nie je signifikantný rozdiel v pravdepodobnosti zániku podnikov. Avšak oproti najrizikovejšej sekcii D (dodávka elektriny, plynu, pary a studeného vzduchu) majú štatisticky významne nižšiu pravdepodobnosť zániku podnikov sekcie E, F, H, I, J, M, P, Q, S, A, C. Oproti vysoko rizikovej sekcii B (ťažba a dobývanie) majú štatisticky významne nižšiu pravdepodobnosť zániku podnikov sekcie A (poľnohospodárstvo,

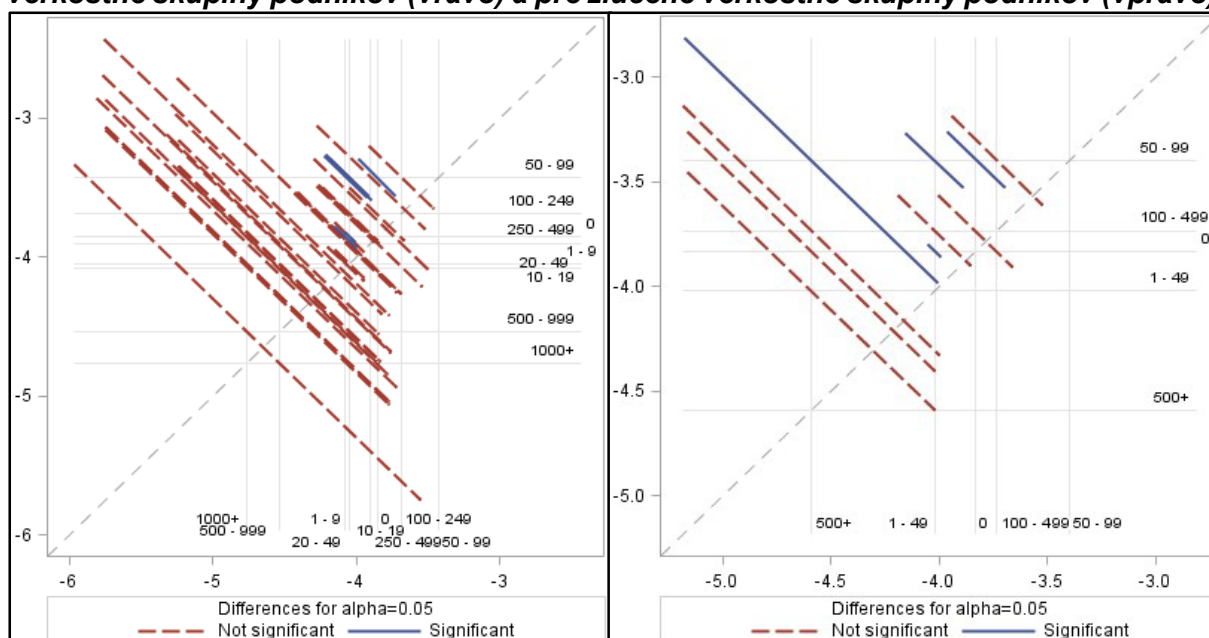
lesníctvo a rybolov) a S (ostatné činnosti). Oproti najmenej rizikovej sekcii S (ostatné činnosti) majú štatisticky významne vyššiu pravdepodobnosť zániku tieto sekcie: B, C, D, F, G, H, I, J, L, M, N, R.

Graf č. 7: Diffogram marginálnych stredných hodnôt logitov zániku podnikov pre všetky sekcie ekonomických činností (vľavo) a po vyradení sekcie O (vpravo)



Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné spracovanie v programovacom jazyku SAS

Graf č. 8: Diffogram marginálnych stredných hodnôt logitov zániku podnikov pre všetky veľkostné skupiny podnikov (vľavo) a pre zlúčené veľkostné skupiny podnikov (vpravo)



Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné spracovanie v programovacom jazyku SAS

Na základe diffogramu v grafe č. 8 (vľavo) pri využití postupov, ktoré boli aplikované pri krajoch, sme pristúpili k testu zhody marginálnych stredných hodnôt logitov pre veľkostné kategórie podnikov s počtom zamestnancov 1 až 9, 10 až 19 a 20 až 49. Na základe výstupu v tabuľke č. 6 môžeme predpokladať zhodu pravdepodobnosti zániku

podnikov pre už uvedené veľkostné kategórie podnikov. Výsledky testov zhody marginálnych stredných hodnôt logitov zániku podnikov pre novovzniknuté veľkostné kategórie podnikov sú vizualizované v grafe č. 8 vpravo.

Na hladine významnosti 0,05 môžeme tvrdiť, že medzi podnikmi s uvedeným počtom zamestnancov v tabuľke č. 6, nie je štatisticky významný rozdiel v marginálnych stredných hodnotách zániku podnikov.

Tabuľka č. 6: Test zhody marginálnych stredných hodnôt logitu zániku podnikov pre vybrané veľkostné skupiny podnikov

Contrast Test Results			
Contrast	DF	Wald Chi-Square	p-value
1-9 = 10-19 = 20-49	2	0,1316	0,9363

Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné spracovanie v programovacom jazyku SAS

Na ďalšie analýzy teda zlúčime tieto tri veľkostné skupiny do jednej novovytvorenej kategórie 1 – 49. Okrem týchto troch veľkostných skupín sme sa rozhodli zlúčiť skupiny 100 – 249 a 250 – 499, do jednej tiež novovytvorenej kategórie 100 – 499, keďže sa medzi nimi nepotvrdil štatisticky významný rozdiel, čo sme videli v grafe č. 6. Prípustné bolo zlúčiť aj vysoko početné kategórie, medzi ktorými nie je štatisticky významný rozdiel a to kategóriu s 500 až 999 zamestnancami a kategóriu s 1 000 a viac zamestnancami, čím vznikla kategória podnikov s 500 a viac zamestnancami.

Príkaz CONTRAST a možnosť ESTIMATE poslúžili na odhad pravdepodobnosti zániku podnikov pre všetky možné kombinácie troch kategoriálnych premenných (kraj, SK NACE, veľkostná kategória podniku). V tabuľke č. 7 uvádzame tieto odhady pravdepodobnosti pre najrizikovejší, čiže Bratislavský kraj. V tabuľke č. 8 sú tieto odhady pre druhý najrizikovejší, teda Banskobystrický kraj. V tabuľkách č. 9 a 10 sú bodové odhady pravdepodobnosti zániku podnikov pre zhluk krajov NR-TN-ZA, resp. KE-PO-TT, ktorých opodstatnenie sme zistili na základe tabuľky č. 4 a grafu č. 6 vpravo. Uvedené odhady pravdepodobnosti sú priemerné hodnoty číselných premenných, ktoré boli zahrnuté do modelu.

Tabuľka č. 7: Odhady pravdepodobnosti (v %) zániku podnikov v závislosti od sekcie ekonomickej činnosti podniku a veľkostnej skupiny podniku pre Bratislavský kraj

SK-NACE ZAM_KAT	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	P	Q	R	S	Spolu
0	1,82	4,75	2,72	5,00	2,33	2,74	3,98	2,83	3,08	2,78	2,65	3,84	3,00	3,19	2,60	2,41	3,06	1,78	2,93
1 - 49	1,51	3,96	2,25	4,17	1,93	2,27	3,31	2,35	2,56	2,31	2,20	3,19	2,49	2,65	2,15	2,00	2,55	1,48	2,43
50 - 99	2,78	7,15	4,13	7,51	3,55	4,16	6,01	4,30	4,68	4,23	4,03	5,80	4,56	4,84	3,95	3,67	4,65	2,72	4,44
100 - 499	2,00	5,21	2,98	5,48	2,56	3,01	4,36	3,11	3,39	3,05	2,91	4,21	3,30	3,50	2,85	2,65	3,37	1,96	3,21
500+	0,86	2,28	1,29	2,40	1,10	1,30	1,90	1,35	1,47	1,32	1,26	1,83	1,43	1,52	1,23	1,14	1,46	0,84	1,39
Spolu	1,68	4,39	2,50	4,62	2,15	2,52	3,67	2,61	2,84	2,56	2,44	3,54	2,77	2,94	2,39	2,22	2,82	1,64	2,70

Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné výpočty v programovacom jazyku SAS a vlastné spracovanie v MS Excel

Tabuľka č. 8: Odhady pravdepodobnosti (v %) zániku podnikov v závislosti od sekcie ekonomickej činnosti podniku a veľkostnej skupiny podniku pre Banskobystrický kraj

SK-NACE ZAM_KAT	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	P	Q	R	S	Spolu
0	1,43	3,77	2,15	3,97	1,84	2,16	3,15	2,24	2,44	2,20	2,09	3,04	2,37	2,52	2,05	1,90	2,42	1,41	2,31
1 - 49	1,19	3,14	1,78	3,30	1,52	1,79	2,62	1,86	2,02	1,82	1,74	2,52	1,97	2,09	1,70	1,58	2,01	1,16	1,92
50 - 99	2,20	5,70	3,27	5,99	2,81	3,30	4,78	3,41	3,71	3,35	3,19	4,61	3,61	3,84	3,13	2,90	3,69	2,15	3,52
100 - 499	1,58	4,14	2,36	4,35	2,02	2,38	3,46	2,46	2,68	2,41	2,30	3,34	2,61	2,77	2,25	2,09	2,66	1,55	2,54
500+	0,68	1,80	1,02	1,90	0,87	1,02	1,50	1,06	1,16	1,04	0,99	1,44	1,12	1,20	0,97	0,90	1,15	0,66	1,09
Spolu	1,32	3,48	1,98	3,66	1,69	1,99	2,90	2,06	2,24	2,02	1,93	2,80	2,18	2,32	1,89	1,75	2,23	1,29	2,13

Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné výpočty v programovacom jazyku SAS a vlastné spracovanie v MS Excel

Tabuľka č. 9: Odhady pravdepodobnosti (v %) zániku podnikov v závislosti od sekcie ekonomickej činnosti podniku a veľkostnej skupiny podniku pre zhluk krajov NR-TN-ZA

SK-NACE ZAM_KAT	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	P	Q	R	S	Spolu
0	1,20	3,17	1,80	3,34	1,54	1,81	2,65	1,88	2,04	1,84	1,76	2,55	1,99	2,12	1,72	1,59	2,03	1,18	1,94
1 - 49	0,99	2,63	1,49	2,77	1,28	1,50	2,20	1,56	1,69	1,53	1,45	2,12	1,65	1,75	1,42	1,32	1,68	0,97	1,61
50 - 99	1,84	4,81	2,75	5,06	2,36	2,77	4,02	2,87	3,12	2,81	2,68	3,88	3,04	3,23	2,63	2,44	3,10	1,80	2,96
100 - 499	1,32	3,48	1,98	3,66	1,70	1,99	2,91	2,06	2,25	2,03	1,93	2,80	2,19	2,33	1,89	1,75	2,23	1,29	2,13
500+	0,57	1,51	0,85	1,59	0,73	0,86	1,26	0,89	0,97	0,87	0,83	1,21	0,94	1,00	0,81	0,75	0,96	0,55	0,92
Spolu	1,11	2,92	1,66	3,08	1,42	1,67	2,44	1,73	1,88	1,70	1,62	2,35	1,83	1,95	1,58	1,47	1,87	1,08	1,79

Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné výpočty v programovacom jazyku SAS a vlastné spracovanie v MS Excel

Tabuľka č. 10: Odhady pravdepodobnosti (v %) zániku podnikov v závislosti od sekcie ekonomickej činnosti podniku a veľkostnej skupiny podniku pre zhluk krajov KE-PO-TT

SK-NACE ZAM_KAT	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	P	Q	R	S	Spolu
0	0,96	2,54	1,44	2,67	1,23	1,45	2,12	1,50	1,63	1,47	1,40	2,04	1,59	1,69	1,37	1,27	1,62	0,94	1,55
1 - 49	0,79	2,11	1,19	2,22	1,02	1,20	1,76	1,24	1,35	1,22	1,16	1,69	1,32	1,40	1,14	1,05	1,35	0,78	1,28
50 - 99	1,47	3,87	2,20	4,07	1,89	2,22	3,23	2,29	2,50	2,25	2,15	3,11	2,43	2,59	2,10	1,95	2,48	1,44	2,37
100 - 499	1,05	2,79	1,58	2,94	1,35	1,59	2,33	1,65	1,80	1,62	1,54	2,24	1,75	1,86	1,51	1,40	1,79	1,03	1,70
500+	0,45	1,21	0,68	1,27	0,58	0,68	1,00	0,71	0,77	0,69	0,66	0,97	0,75	0,80	0,65	0,60	0,77	0,44	0,73
Spolu	0,88	2,34	1,32	2,46	1,13	1,33	1,95	1,38	1,50	1,35	1,29	1,88	1,46	1,56	1,26	1,17	1,50	0,86	1,43

Zdroj: TREXiMA Bratislava, s. r. o., vlastné výpočty v programovacom jazyku SAS a vlastné spracovanie v MS Excel

Pre celé pole tabuliek je nastavené farebne podmienené formátovanie, tzn. že najvyššia pravdepodobnosť zániku podnikov triedených podľa veľkostnej kategórie a SK-NACE je vyfarbená najsýtejšou farbou (v našom prípade 7,51 % pre BA/50-99/D) a najnižšia pravdepodobnosť zániku je vyfarbená najmenej sýtou farbou (0,44% pre KE-PO-TT/500+/S). Osobitne sú farebne formátované súčtovy riadok a súčtovy stĺpec. Vo všeobecnosti je vo všetkých krajoch pravdepodobnosť zániku vo veľkostnej kategórii podľa počtu zamestnancov 500+ nižšia ako v ostatných veľkostných kategóriách, čo znamená, že veľmi veľké podniky majú nižšie pravdepodobnosti zániku v porovnaní s menšími podnikmi. V najmenej rizikových krajoch KE-PO-TT je pravdepodobnosť zániku veľkopočetných podnikov naprieč všetkými sekciami ekonomických činností len na úrovni 0,73 %. V najviac rizikovom kraji, teda v Bratislavskom kraji, je pravdepodobnosť zániku podnikov naprieč sekciami ekonomických činností tiež na pomerne nízkej úrovni, a to len 1,39 %. Môže to byť zapríčinené väčšou finančnou odolnosťou a zdrojmi, ktorými veľké spoločnosti disponujú.

Je evidentné, že existujú regionálne rozdiely v pravdepodobnostiach zániku podnikov, ktoré sa prejavujú aj na úrovni krajov. Najnižšie pravdepodobnosti zániku podnikov vykazuje zhluk krajov KE-PO-TT. Pravdepodobnosť v tomto najmenej rizikovom zhluku je naprieč všetkými SK–NACE kategóriami a naprieč zamestnaneckými kategóriami na úrovni 1,43 %. Zase najvyššie pravdepodobnosti zániku podnikov môžeme pozorovať v Bratislavskom kraji, kde je pravdepodobnosť zániku pre priemerné hodnoty spojitých premenných naprieč všetkými sekciami ekonomických činností a naprieč všetkými veľkostnými kategóriami podnikov na úrovni 2,70 %.

Niektoré sektory ekonomickej činnosti majú konzistentne vyššie, resp. nižšie pravdepodobnosti zániku naprieč veľkostnými kategóriami a kraji. Medzi najrizikovejšie sektory všeobecne patrí sektor B a D, ktorý v najmenej rizikovom zhluku krajov KE-PO-TT má pravdepodobnosť zániku podnikov 2,34 %, resp. 2,46 %. Medzi najmenej rizikové sektory sa zaraďuje sektor A a S, ktorý v najmenej rizikovom zhluku krajov KE-PO-TT dosahuje pravdepodobnosť zániku len 0,88 %, resp. 0,86 %. Ak podniky z najrizikovejších sekcií ekonomických činností, t. j. zo sekcií B a D, sú z Bratislavského kraja, ich pravdepodobnosť zániku je na úrovni 4,39 %, resp. 3,66 %. Ak však ide o podniky v Bratislavskom kraji, ktoré sú z najmenej rizikových sekcií ekonomických činností (sekcie A a S), tak ich pravdepodobnosť zániku je podstatne nižšia a odhadli sme ju na úrovni 1,68 %, resp. 1,64 %.

5. ZÁVER

Článok identifikuje najvýznamnejšie faktory, ktoré signifikantne ovplyvňujú pravdepodobnosť zániku podnikov. Ide o 5 číselných indikátorov: obrat aktív podniku v roku T-2 od roku zániku, celková zadlženosť podniku v roku T-2 od roku zániku, doba pôsobenia podniku od začiatku jeho založenia po rok zániku, pomer EBITDA na pridanú hodnotu v roku T-2 od roku zániku, pomer finančných účtov na aktívach v roku T-2 od roku zániku a tri kategoriálne faktory: kraj, v ktorom sa podnik nachádza, sekcia ekonomickej činnosti (SK-NACE) a veľkostná kategória podniku charakterizovaná počtom zamestnancov podniku. Ich vplyv je kvantifikovaný prostredníctvom pomerov šancí odhadnutých na základe binomického logitového modelu.

Osobitnú pozornosť sme venovali čistému vplyvu jednotlivých kategoriálnych faktorov (pri fixovaní ostatných faktorov), ktorý sme posúdili na základe analýzy marginálnych stredných hodnôt a kontrastnej analýzy. Článok poskytuje pomerne komplexný pohľad na riziko zániku podnikov. Pri pohľade na kraje SR výsledky ukázali, že najvyššiu pravdepodobnosť zániku majú podniky v Bratislavskom kraji, ktorý je nasledovaný Banskobystrickým krajom. Za podmienky ceteris paribus mali tieto kraje signifikantne vyššiu pravdepodobnosť zániku podnikov ako ostatné kraje, čo môže byť odrazom ekonomickej štruktúry a regionálnych hospodárskych rozdielov. Naopak, štatisticky preukázateľne najmenšiu pravdepodobnosť zániku podnikov sme odhalili pre zhluk Košického, Prešovského a Trnavského kraja, medzi ktorými sa nepotvrdil významný rozdiel.

Z pohľadu veľkostných skupín podnikov sme zistili, že stredne veľké podniky, t. j. podniky s počtom zamestnancov 50 – 99 a 100 – 499, sú najrizikovejšie. Najmenej ohrozené zánikom sú veľké podniky s počtom zamestnancov 500 a viac. Tieto podniky zvyčajne disponujú väčšími zdrojmi a lepším prístupom k trhom, čo môže prispievať k ich vyššej odolnosti voči negatívnym trhovým vplyvom.

Na základe bodového odhadu pravdepodobnosti zániku podnikov bola najrizikovejšia sekcia O (verejná správa a obrana; povinné sociálne zabezpečenie), v ktorej sme však disponovali malým počtom zaniknutých podnikov, preto toto zistenie bude treba overiť ďalším výskumom. Vzhľadom na nízku vierohodnosť sme od tejto sekcie abstrahovali. Medzi najrizikovejšie sekcie ekonomických činností patrí sekcia D (dodávka elektriny, plynu, pary a studeného vzduchu) a B (ťažba a dobývanie), ako aj G (veľkoobchod a maloobchod; oprava motorových vozidiel, motocyklov) a L (činnosti v oblasti nehnuteľností). Tieto sektory môžu byť zraniteľnejšie v dôsledku vysokých nákladov, regulácie alebo zmien v dopyte. Najmenej rizikové sú sektory A (poľnohospodárstvo, lesníctvo a rybolov) a S (ostatné činnosti).

Prezentované výsledky majú svoje obmedzenia vyplývajúce z chýbajúcich dát, ktoré sme zistili pri mnohých číselných ekonomických ukazovateľoch, a to v pomerne veľkom počte zaniknutých, ale aj aktívnych podnikov. Vzhľadom na charakter cieľovej premennej, ktorá zachytáva relatívne zriedkavý jav – zánik podniku, nebolo možné do analýz zakomponovať ukazovatele s vysokou mierou chýbajúcich záznamov.

Napriek uvedeným dátovým nedostatkom prezentované výsledky našich vlastných analýz poskytujú dobrý základ na ďalší výskum. Odporúčame vykonať špecifické analýzy, ktoré by mohli viesť k zavedeniu regionálnych opatrení. Model by teda v budúcnosti mohol byť využitý aj v praxi. Tento článok tak prináša cenné poznatky, ktoré môžu pomôcť pri formovaní stratégií na znižovanie podnikateľských rizík.

LITERATÚRA

- [1] AGRESTI, A.: Foundations of linear and generalized linear models. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, 2015. 480 s. ISBN 978-1-118-73003-4.
- [2] ALLISON, P. D.: Logistic regression using SAS: Theory and application. 2. vyd. Cary, NC: SAS Institute Inc., 2012. 348 s. ISBN 978-1599946412.
- [3] DEAN, A. – VOSS, D. – DRAGULJIĆ, D.: Design and Analysis of Experiments. New York: Springer, 2017. 840s. ISBN 978-3-319-52248-7.
- [4] EUROSTAT: Business demography statistics. [cit. 2-6-2024]. Dostupné na: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Business demography statistics#General overview](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Business_demography_statistics#General_overview).
- [5] EUROSTAT: Glossary: Business demography. [cit. 2-6-2024]. Dostupné na: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Business demography](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Business_demography).
- [6] EUROSTAT: Glossary: Enterprise birth. [cit. 4-6-2024]. Dostupné na: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Enterprise birth](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Enterprise_birth).
- [7] EUROSTAT: Glossary: Enterprise death. [cit. 4-6-2024]. Dostupné na: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Enterprise death](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Enterprise_death).
- [8] EUROSTAT: Key figures on European business – Statistics illustrated. Luxemburg: Publications Office of the European Union, 2021.
- [9] GOODNIGHT, J. H. – HARVEY, W. R.: Least squares means in the fixed effects general model. Cary, NC: SAS Institute Inc., 1997. 9 s. ISBN 1-55544-967-7
- [10] KIM, K. – TIMM, N.: Univariate and multivariate general linear models: theory and applications with SAS. New York: CRC Press, 2006. 549 s. ISBN 9780367453442.
- [11] LEWIK: Podnik (definícia, Obchodný zákonník, § 5). [cit. 2-6-2024]. Dostupné na: <https://www.lewik.org/term/25273/podnik-definicija-obchodny-zakonnik-5>.

- [12] LITTELL, R. C. – STROUP, W. W. – FREUND, R. J.: SAS for Linear Models. 4th ed. Cary, NC: SAS Institute Inc., 2010. 496 s. ISBN: 978-0-471-22174-6.
- [13] LUND, B.: Logistic Model Selection with SAS® PROC's LOGISTIC, HPLOGISTIC, HPGENSELECT. Dostupné na: <https://www.mwsug.org/proceedings/2017/AA/MWSUG-2017-AA02.pdf>.
- [14] PEDUZZI, P. – CONCATO, J. – KEMPER, E. – HOLFORD, T.H. – FEINSTEIN, A. R.: A simulation study of the number of events per variable in logistic regression analysis. [cit. 2-6-2024]. Dostupné na: [https://doi.org/10.1016/S0895-4356\(96\)00236-3](https://doi.org/10.1016/S0895-4356(96)00236-3).
- [15] SAS INSTITUTE INC.: SAS/STAT® 15.2 User's Guide. The LOGISTIC Procedure. Cary, NC: SAS Institute Inc., 2020.
- [16] SAS: The HPGENSELECT Procedure. [cit. 2-6-2024]. Dostupné na: https://support.sas.com/documentation/cdl/en/stathpug/66410/HTML/default/viewer.htm#stathpug_hpgenselect_syntax11.htm.
- [17] SEARLE, S. R. – GRUBER, M. H. J.: Linear Models. 2nd ed. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, 2017. 696 s. ISBN: 978-1-118-95283-2.
- [18] SCHAD, D. J. – VASISHTH, S. – HOHENSTEIN, S. – KLIEGL, R.: How to capitalize on a priori contrasts in linear (mixed) models: A tutorial. In: Journal of Memory and Language, 2020, roč. 110, s. 104038.
- [19] SK NACE: NACE kódy. [cit. 4-6-2024]. Dostupné na: <http://www.nace.sk/>.
- [20] SLOV-LEX: Podnik. [cit. 2-6-2024]. Dostupné na: <https://www.slov-lex.sk/zoznam-tezaurov/-/tezaurus/koncept/-SK-tezaury-1-7-koncepty-2>.
- [21] SUZUKI, M. – TANIGUCHI, T. – FURIHATA, R. – YOSHITA, K. – ARAI, Y. – YOSHIIKE, N. – UCHIYAMA, M.: Seasonal changes in sleep duration and sleep problems: A prospective study in Japanese community residents. In: PLoS One, 2019, roč. 14, č. 4, e0215345. [cit. 2-6-2024]. Dostupné na: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0215345>.
- [22] ŠOLTÉS, E.: Dopad vzniku a zániku podnikov na zamestnanosť v aktívnych podnikoch v jednotlivých sekciách ekonomických činností, krajoch SR a rokoch obdobia 2008 až 2020. In: Demografia podnikov a zamestnanosť v SR a EÚ: Teoretické aspekty a wmpéria: zborník vedeckých statí projektu VEGA 1/0561/21. Bratislava: Ekonóm, 2023, s. 98 – 116.
- [23] ŠOLTÉS, E.: Odhad a porovnanie miery vzniku, zániku a salda počtu podnikov prostredníctvom marginálnych stredných hodnôt. In: Demografia podnikov a zamestnanosť v SR a EÚ: Teoretické aspekty a empéria: zborník vedeckých statí projektu VEGA 1/0561/21. Bratislava: Ekonóm, 2023, s. 79 – 97.
- [24] UNIVERSITY OF CALIFORNIA: PROC LOGISTIC | SAS ANNOTATED OUTPUT. [cit. 2-6-2024]. Dostupné na: <https://stats.oarc.ucla.edu/sas/output/proc-logistic>
- [25] VOJTKOVÁ, M. – BOLGÁČ, J. – HURBÁNKOVÁ, Ľ. – KOTLEBOVÁ, E. – ŠOLTÉS, E. – ŠOLTÉSOVÁ, T.: Demografia podnikov: teoretické aspekty a empéria. Pardubice: Univerzita Pardubice Fakulta ekonomicko-správná, 2016. 252 s. ISBN 978-80-7560-028-8.
- [26] VOJTKOVÁ, M. – STANKOVIČOVÁ, I.: Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami v softvéri SAS (2. doplnené a prepracované vydanie). Bratislava: Letra Edu, 2020. 320 s. ISBN 978-80-89962-58-7.
- [27] WANG, B. – WU, P. – KWAN, B. – TU, M. X. – FENG, Ch.: Simpson's paradox: examples. In: Shanghai archives of psychiatry, 2018, roč. 30, č. 2, s. 139. [cit. 2-6-2024]. Dostupné na: <https://doi.org/10.11919/j.issn.1002-0829.218026>.

RESUMÉ

V článku sme identifikovali faktory vplývajúce na zániky podnikov v Slovenskej republike s využitím aktuálnych dát o aktívnych a zaniknutých podnikoch poskytnutých spoločnosťou TREXiMA Bratislava, s. r. o. Odhadli sme, ako tieto faktory ovplyvňujú životaschopnosť rôznych podnikov hlavne podľa ich geografického umiestnenia, veľkosti podľa počtu zamestnancov a odvetvia ekonomickej činnosti. Na modelovanie pravdepodobnosti zániku podnikov sme použili metódu logistickej regresie, asociovanú s analýzou marginálnych stredných hodnôt a kontrastnou analýzou. Výsledky v článku poukazujú na to, že najväčšie riziko zániku majú podniky v Bratislavskom a Banskobystrickom kraji. Medzi najrizikovejšie podniky patrili tie, ktoré podnikajú v sekciách D (dodávka elektriny, plynu, pary a studeného vzduchu) a B (ťažba a dobývanie), ako aj G (veľkoobchod a maloobchod; oprava motorových vozidiel, motocyklov) a L (činnosti v oblasti nehnuteľností). Z hľadiska počtu zamestnancov sú najrizikovejšie stredne veľké podniky s počtom zamestnancov 50 – 99 a 100 – 499.

RESUME

In this paper we identified the factors influencing enterprise deaths in the Slovak Republic using current data on active and defunct enterprises provided by the TREXiMA Bratislava, Ltd. We estimated how these factors affect the viability of different enterprises mainly according to their geographical location, size by the number of employees and the sector of economic activity. The logistic regression method, associated with the analysis of marginal means and contrast analysis, was used to model the likelihood of enterprise deaths. The outcomes identified in the paper show that enterprises in the Bratislava and Banská Bystrica regions have the greatest risk of dissolution. The high risk enterprises included those operating in the sectors D (electricity, gas, steam and air conditioning supply) and B (mining and quarrying), as well as G (wholesale and retail trade; repair of motor vehicles and motorcycles) and L (real estate activities). In terms of the number of employees, medium-sized enterprises with 50-99 and 100-499 employees are the most at risk.

PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS

Ing. Daniel Čulák, je absolventom študijného programu Data science v ekonómii na Katedre štatistiky Fakulty hospodárskej informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave. V súčasnosti pôsobí ako dátový analytik v oddelení kreditného rizika v rámci COFIDIS SA, pobočky zahraničnej banky. Venuje sa primárne vypracúvaniu štatistických štúdií, tvorbe reportov a príprave dát na analytické účely. Pripravuje rizikové ukazovatele portfólia, ktoré objasňuje vedeniu spoločnosti.

Prof. Mgr. Erik Šoltés, PhD., od roku 1998 pôsobí na Katedre štatistiky Fakulty hospodárskej informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave (FHI EU v Bratislave). Titul PhD. získal v roku 2004 vo vednom odbore štatistika na FHI EU v Bratislave. V roku 2010 získal vedecko-pedagogickú hodnosť docent a v roku 2021 titul profesor v odbore habilitačného a inauguračného konania kvantitatívne metódy v ekonómii. V súčasnosti pôsobí na FHI EU v Bratislave vo funkcii dekana. V rámci pedagogickej činnosti sa venuje výučbe základov štatistiky, štatistickej indukcie, regresnej a korelačnej analýzy a pokročilých analytických metód. Jeho vedecká činnosť sa zameriava na analýzu sociálno-ekonomických javov s využitím regresných, všeobecných a zovšeobecnených lineárnych modelov a viacrozmerných štatistických metód.

KONTAKT

danoculak@gmail.com
erik.soltes@euba.sk

Informatívny článok/Informative article

Milan TEREK
Vysoká škola manažmentu

VÝBEROVÉ SKÚMANIE NA BÁZE NENÁHODNÝCH VÝBEROV

SAMPLE SURVEY BASED ON NONPROBABILITY SAMPLES

ABSTRAKT

S rozmachom internetu sa vo výberovom skúmaní opäť stalo populárnym nenáhodné vyberanie ako rýchla a lacná metóda tvorby výberov, ktoré možno rýchlo realizovať online. Cieľom príspevku je podať súhrnné hodnotenie štatistických prieskumov založených na nenáhodných výberoch. Základným kameňom hodnotenia kvality náhodných výberov je celková chyba prieskumu. Kvalitu nenáhodného výberu možno ohodnotiť iba posúdením toho, do akej miery sa konečný modelovaný výber zhoduje so základným súborom z hľadiska rôznych charakteristík. Uvedieme závery, ktoré vyplývajú zo štúdií o empirických dôkazoch o presnosti prieskumov založených na náhodných a nenáhodných výberoch. Všeobecne možno odporúčať, tak ako doteraz preferovať prieskumy na báze náhodných výberov.

ABSTRACT

With the spread of the Internet, nonprobability sampling has become popular again in sample surveys as a quick and inexpensive method of creating samples that can be quickly implemented online. The paper aims to provide a comprehensive assessment of statistical surveys based on nonprobability samples. The basis of the quality assessment of probability samples is the total survey error. The quality of a nonprobability sample can only be assessed by considering the extent of matching the final modeled sample with the population in terms of various characteristics. We will present the conclusions emerging from studies on empirical evidence of the accuracy of surveys based on probability and nonprobability samples. In general, it is advisable to prefer, as is the case now, surveys based on probability samples.

KLÚČOVÉ SLOVÁ

náhodný výber, nenáhodný výber, kvalita nenáhodného výberu, presnosť v štatistických prieskumoch

KEY WORDS

probability sample, nonprobability sample, quality of nonprobability sample, accuracy in statistical surveys

1. ÚVOD

Pri riešení nejakej výskumnej otázky pomocou výberového skúmania všeobecne existujú dva rozličné prístupy. Výberové skúmanie možno realizovať na báze náhodného (pravdepodobnostného) alebo nenáhodného (zámerného, nepravdepodobnostného) výberu. V článku si všimneme výsledky výskumu v oblasti hodnotenia kvality nenáhodných výberov a možností jej zlepšovania prostredníctvom ich úprav. Hlboká znalosť možností, ktoré poskytuje tento prístup, je mimoriadne užitočná pri riešení praktických problémov odhadovania veličín základného súboru.

Už v 20. a 30. rokoch 20. storočia vedecká komunita diskutovala o tom, či je v štatistických prieskumoch založených na výberovom skúmaní lepšie realizovať náhodné alebo nenáhodné vyberanie. Skúsenosti ukázali, že hlavnou príčinou nepresných záverov o základnom súbore bolo práve nenáhodné vyberanie. Následne bolo nenáhodné vyberanie vo väčšine najkvalitnejších sociálnych prieskumov realizovaných výberovým skúmaním nahradené náhodným vyberaním. S rozmachom internetu na konci 20. storočia sa však nenáhodné vyberanie opäť stalo populárnym ako rýchla a lacná metóda tvorby výberov [3].

Ďalej budeme uvažovať len o konečnom základnom súbore. Bez ohľadu na to, či sú štatistické prieskumy určené na predpovedanie výsledkov volieb, meranie verejnej mienky alebo na niečo iné a bez ohľadu na to, či sa vykonávajú online alebo off-line, štatistické prieskumy na báze náhodných aj nenáhodných výberov majú často spoločný cieľ: efektívne odhadnúť veličiny základného súboru na základe výsledkov analýzy výberového súboru. Preto prieskumy na báze náhodných aj nenáhodných výberov vyžadujú, aby [3]:

- a) jednotky vo výbere boli zameniteľné s jednotkami, ktoré nie sú vo výbere a ktoré majú rovnaké merané charakteristiky,
- b) žiadne časti základného súboru neboli systematicky úplne vylúčené z výberu,
- c) štruktúra jednotiek vo výbere s ohľadom na pozorované charakteristiky sa má buď zhodovať, alebo môže byť upravená tak, aby sa zhodovala so štruktúrou jednotiek v základnom súbore.

Napriek spoločnému cieľu poskytnúť presné informácie o základnom súbore, prieskumy na báze náhodných aj nenáhodných výberov sa líšia v kritickom aspekte. Kľúčový rozdiel spočíva v type a sile odôvodnenia, prečo by mal prístup viesť k dosiahnutiu presných výsledkov.

Pri riešení konkrétnej výskumnej otázky s využitím štatistického prieskumu na báze výberového skúmania je rozhodnutie o tom, či sa využije náhodný alebo nenáhodný výber, jednou z kľúčových otázok. Preto je pri praktických aplikáciách nevyhnutná hlboká znalosť možností, ktoré poskytuje každá z týchto metód.

Najprv uvedieme možné metódy nenáhodného vyberania, potom si všimneme možnosti hodnotenia kvality náhodných a nenáhodných výberov. Pri hodnotení kvality náhodných výberov sa možno oprieť o celkovú chybu prieskumu. V hodnotení kvality nenáhodných výberov sa odôvodnenie očakávania presných záverov môže opierať len o netestované predpoklady modelovania a možno ju ohodnotiť len posúdením toho, do akej miery sa konečný modelovaný výber zhoduje so základným súborm z hľadiska rôznych charakteristík. Uvedieme niektoré úpravy nenáhodných výberov, ktoré môžu slúžiť na odôvodnenie ich použitia na induktívne úsudky o veličinách základného súboru. Nakoniec uvedieme výsledky niektorých empirických štúdií, ktoré hodnotili presnosť prieskumov na základe náhodných a nenáhodných výberov, pomocou porovnania získaných výsledkov s výsledkami z vyčerpávajúceho skúmania alebo z vysoko kvalitných prieskumov na základe náhodných výberov z príslušných základných súborov.

2. NENÁHODNÉ VYBERANIE

Nenáhodné vyberanie možno rozdeliť do troch skupín [5]:

- a) vyberanie založené na prístupnosti jednotiek (*convenience sampling*),
- b) vyberanie založené na zhode (*sample matching*),
- c) sieťové vyberanie (*network sampling*).

Vyberanie založené na prístupnosti jednotiek je forma nenáhodného vyberania, pri ktorej je prvoradá ľahká lokalizácia a výber jednotiek. Nepoužíva sa žiadna formálna výberová schéma. Medzi niektoré typy takýchto výberov patrí zastavovanie v nákupných centrách (*mall intercepts*), výbery dobrovoľníkov (*volunteer samples*), tokové výbery (*river samples*) a RDE výbery.

Pri zastavovaní v nákupných centrách anketár oslovuje kupujúcich s prosbou o účasť v nejakom prieskume, pričom postupuje voľne, bez nejakej výberovej schémy. Výbery dobrovoľníkov sú bežné v spoločenských vedách, v prieskumoch trhu a pod. Dobrovoľníci sa môžu zúčastniť na jednej štúdii alebo sa stať súčasťou panelu, ktorého členovia môžu participovať v rôznych štúdiách počas dlhšieho časového obdobia. V poslednom čase sú to prihlasovacie webové panely (*opt-in web panels, access panels*), do ktorých sa prijímajú dobrovoľníci (samovýber) pri ich návšteve konkrétnych webových stránok [20]. V prihlasovacom paneli sa demografický profil respondentov dôsledne zhromažďuje, udržiava a aktualizuje v hlavnej databáze. Členovia panelu sa môžu zúčastniť na rozličných prieskumoch, často za odmenu. Je známy profil členov panelu a možno ich cielene osloviť v konkrétnych typoch výskumných štúdií. Panely majú tiež definovaný proces pravidelného čistenia a obnovovania, v ktorom sa panel naplňa novými respondentmi a zároveň sa odstraňujú respondenti, ktorí vykazujú vzor správania nízkej kvality. Online prieskumy najčastejšie využívajú výbery z prihlasovacích webových panelov osôb alebo domácností. Vo väčšine prípadov je nábor účastníkov prieskumu nenáhodný online výber. Panel tu slúži ako výberová báza¹. Pretože sa takéto výberové bázy tvoria nenáhodným vyberaním, výbery z nich sú tiež nenáhodnými výbermi. Nenáhodné online panely však čelia množstvu výziev, ako je nepokrytie ľudí bez prístupu na internet a výberové vychýlenie v dôsledku spoliehania sa na dobre dostupné vzorky dobrovoľníkov, ktorí sa môžu zúčastniť na viacerých online prieskumoch[2]. Napriek tomu sa dnes veľké množstvo prieskumov verejnej mienky vykonáva prostredníctvom nenáhodných online panelov [3, s. 6]. Výsledkom je, že väčšina dát z prieskumov zozbieraných online po celom svete sa dnes spolieha na nenáhodné výbery. Niekedy sa použijú zmiešané výbery, v ktorých časť výberu pochádza z panelu a ďalšia časť pochádza z náboru v reálnom čase mimo internetu. Bez úpravy budú odhady založené na takýchto výberoch vychýlené [16].

Okrem online panelov je na vzostupe nepanelový nábor online respondentov, napríklad prostredníctvom tokového vyberania (*river sampling*). Tokové výbery prijímajú členov na viacerých webových stránkach, alebo (menej často) na sociálnych sieťach. Webové stránky sa vyberajú tak, aby sa dosiahol prierez demografickými skupinami. V tejto metóde sa respondenti získavajú tak, že návštevník web stránky je požiadaný o účasť v prieskume kliknutím na odkaz, ktorý ho presmeruje na prieskum [15]. Bežnými poskytovateľmi „prúdového toku“ sú napríklad marketingové agentúry zapojené do sociálnych médií. Potenciálny respondent prieskumu klikne na reklamu

¹ Výberová báza (*sampling frame, základ výberu, opora výberu*) je zoznam zostavený s cieľom tvorby výberu, ktorý označuje jednotky základného súboru, z ktorého sa vyberá tak, aby sa mohli brať do úvahy pri ich skúmaní [24, s. 108].

alebo inú ponuku, môže zvoliť nasmerovanie na niekoľko predbežných kontrolných otázok a na základe svojich odpovedí môže byť nasmerovaný na dotazník prieskumu. Analytik nemá dopredu žiadne informácie o osobách, ktoré sa zapoja do prieskumu. RDE (*Random Device Engagement*) vyberanie je vyberanie potenciálnych respondentov prostredníctvom zapojenia online používateľov na všetkých zariadeniach, ktoré už používajú, či už v rámci reklamných sietí, mobilných aplikácií alebo iných portálov na rôznych zariadeniach. Vyberanie RDE sa môže šíriť prostredníctvom digitálnych prvkov podobných tým, ktoré sa používajú pri tokovom vyberaní, ako sú banery², reklamy a iné miesta na webových stránkach, ako sú tlačidlá. Tieto výzvy na prieskum musia byť umiestnené strategicky, aby ich respondenti ľahko rozpoznali. Musia byť tiež vytvorené tak, aby vyvolali zvedavosť alebo záujem návštevníkov webovej stránky. Keďže tokové a RDE vyberanie je rýchly a ľahko použiteľný spôsob vykonávania výskumu, je to užitočný spôsob vyberania hlavne pre výskumníkov, ktorí nemajú veľa času ani peňazí na investovanie do svojej štúdie. Môžu byť užitočné aj pri oslovovaní širokého spektra demografických skupín. Najväčšou nevýhodou tokového a RDE vyberania je problematickosť nájdania reprezentatívneho výberu³ pre skúmanú podskupinu.

Pri vyberaní založenom na zhode, sa jednotky do nenáhodného výberu vyberajú tak, aby štruktúra výberu zodpovedala štruktúre základného súboru podľa dôležitých charakteristík. Napríklad výber osôb môže byť vytvorený tak, aby jeho rozdelenie podľa veku a pohlavia bolo blízke rozdeleniu základného súboru podľa týchto charakteristík⁴. Kvótové vyberanie⁵ je príkladom vyberania založeného na zhode. Takéto vyberanie je určené na zníženie výberových vychýlení⁶ do tej miery, do akej je možné pri štruktúrovaní použiť kovariáty, ktoré predikujú výstupy prieskumu. Možno zvoliť aj individuálne porovnávanie jednotiek. Pri ňom sa využije výberová báza, ktorá obsahuje veľké množstvo pomocných informácií na vybratie cieľového výberu s využitím známych pravdepodobností vybratia⁷. Pre každú jednotku z cieľového výberu sa vyberie jednotka z panelu, s najväčšou zhodou. Pretože zhody nemusia byť úplné, výsledný výber vyžaduje váženie. V [16] sa uvádza, že pri webových prieskumoch, najmä na báze prihlasovacích webových panelov sa zdá, že výbery založené na zhode sú pri znižovaní vychýlenia efektívnejšie ako tradičné metódy.

² Baner je reklamný formát na internete, ktorý pozostáva zo zahrnutia grafického reklamného prvku do webovej stránky.

³ Reprezentatívnym výberom myslíme výber, ktorý umožňuje vypočítať spoľahlivé odhady veličín základného súboru. Podrobnejšie o rozličných chápaniach termínu reprezentatívny výber pozri v [1], s. 23 – 24.

⁴ Ak vek a pohlavie nie sú študované premenné, ale ovplyvňujú výstupy štúdie, ide o kovariáty (covariates). Všeobecne, kovariáty sú premenné, ktoré ovplyvňujú výstupné premenné, ale nie sú súčasťou štúdie.

⁵ Viac o kvótovom vyberaní pozri v [22].

⁶ Výberové vychýlenie (selection bias) sa týka systematických rozdielov medzi hodnotou odhadu a hodnotou odhadovanej veličiny v základnom súbore a je zapríčinené problémami so zložením výberu [13].

⁷ Majme konečný základný súbor rozsahu N . Konkrétny výber n jednotiek z tohto základného súboru označme S . V náhodnom výbere má každý možný výber S zo základného súboru známu pravdepodobnosť že bude vybraný – pravdepodobnosť vybratia (selection probability) $p(S)$. Suma pravdepodobností výberu všetkých možných výberov sa rovná jednej.

Pri sieťovom vyberaní jednotky z nejakého cieľového základného súboru⁸ (zvyčajne zriedkavejšie skupiny obyvateľov, napríklad geovia) sú požiadaní, aby identifikovali iných členov základného súboru, s ktorými sú nejakým spôsobom spojení. Takto identifikovaní členovia základného súboru sa požiadajú, aby sa pripojili k výberu. Tento spôsob náboru sa môže realizovať v niekoľkých kolách. Vyberanie metódou snehovej gule (*snowball sampling*, *chain sampling*, *chain-referral sampling* alebo *referral sampling*) je príkladom sieťového vyberania. Sieťové vyberanie je vhodný spôsob zhromaždenia veľkého výberu jednotiek zo zriedkavejšieho základného súboru.

Rastúce využívanie prieskumov, ktoré nie sú založené na náhodných výberoch vyvolalo záujem, ale aj obavy zo strany štatistikov. Rastúce náklady na zber dát spolu s klesajúcou mierou odpovedania zdôraznili atraktivnosť lacných prieskumov na báze nenáhodných výberov, ktoré možno rýchlo realizovať online [13]. Samo vyberanie respondentov do týchto prieskumov však spôsobuje, že indukčné metódy použiteľné v prístupe založenom na pláne výberového skúmania⁹ sa dajú použiť len pri splnení istých predpokladov a procedúry váženia dokážu redukovať vychýlenia odhadov len čiastočne.

3. HODNOTENIE KVALITY VÝBEROV A POUŽITELNOSŤ NENÁHODNÝCH VÝBEROV NA INDUKTÍVNE ÚSUDKY

3.1. Hodnotenie kvality náhodných výberov

V prípade prieskumov na báze náhodných výberov sa možno oprieť o teóriu pravdepodobnosti, ktorá je založená na súbore zavedených matematických princípov. Základným kameňom hodnotenia kvality náhodných výberov je celková chyba prieskumu (*total survey error*). Ide o rozdiel medzi veličinou základného súboru a hodnotou odhadu tejto veličiny na báze analýzy výberu. Má dve zložky: výberovú chybu (*sampling error*) a nevýberovú chybu (*nonsampling error*). Výberové chyby vznikajú vtedy, keď sa veličiny základného súboru odhadujú z podmnožiny alebo výberu z tohto základného súboru. Keďže výber nezahŕňa všetky jednotky základného súboru, hodnoty výberových charakteristík ktoré slúžia ako hodnoty odhadov veličín v základnom súbore, sa od nich môžu líšiť. Rozdiel medzi výberovou charakteristikou a odhadovanou veličinou základného súboru sa považuje za výberovú chybu [18]. Nevýberová chyba (*nonsampling error*) je súčtom všetkých ostatných chýb. Možno ich rozdeliť na 5 kategórií:

1. Chyba špecifikácie (*specification error*) nastane, keď sa koncept daný výskumnou otázkou líši od konceptu, ktorý sa má v prieskume merať. Chyba špecifikácie je často spôsobená zlou komunikáciou medzi výskumníkom, analytikom dát alebo sponzorom prieskumu a tvorcom dotazníka.
2. Chyba výberovej bázy (*frame error*) zvyčajne vyplýva z procesu jej konštrukcie. Rozlišujú sa tri typy chýb pokrytia: nepokrytie (*noncoverage*) alebo neúplné pokrytie (*undercoverage*), napríklad niektoré jednotky sú vo výberovej báze vynechané, presahujúce pokrytie (*overcoverage*), napríklad zaradenie

⁸ Cieľový základný súbor (*target population*) je základný súbor, o ktorom chceme robiť indukčné úsudky.

⁹ Vo výberovom skúmaní (*sample survey*, *survey sampling*) sú známe tri rozličné prístupy – prístup založený na pláne výberového skúmania (*design based approach*), prístup založený na modeli (*model based approach*) a prístup s asistenciou modelu (*model-assisted approach*). Podrobnejšie pozri v [10], [12], [22], [24], [25].

- jednotiek ktoré nepatria do základného súboru, a duplicitné zaradenie niektorých jednotiek (*duplicate listings*) [20].
3. Chyba neodpovedania (*nonresponse error*) zahŕňa neodpovedanie jednotky (*unit nonresponse*), pri ktorom chýba celý dotazník, a *čiastočné neodpovedanie jednotky* (*item nonresponse*) pri ktorom jednotka odpovedá na jednu alebo viaceré, ale nie na všetky otázky v dotazníku (dotazník je čiastočne vyplnený) [23].
 4. Chyba merania (*measurement error*) nastáva vtedy, keď spôsob získania merania ovplyvňuje zaznamenanú hodnotu, pričom často sa na nej podieľa súčasne respondent, anketár aj dotazník prieskumu.
 5. Chyba spracovania (*processing error*) sa vzťahuje na chyby, ktoré sa vyskytnú počas fázy spracovania dát, vrátane chýb pri ich úprave, kódovaní, priradovaní váh a zaraďovaní dát do tabuliek. Pri náhodnom vyberaní možno výberovú chybu kontrolovať pomocou výberovej schémy (*sampling design*). Môže ísť o jednoduché, stratifikované, skupinové, viacstupňové náhodné vyberanie, prípadne náhodné vyberanie s nerovnakými pravdepodobnosťami alebo ich rozličné kombinácie. Tento spoľahlivý teoretický základ umožňuje vypočítať presnosť odhadov (napr. vo forme intervalov spoľahlivosti alebo hraníc chýb) a dáva metóde odhadu univerzálnu platnosť. Okrem toho, keďže poskytovatelia prieskumov na báze náhodných výberov bežne opisujú detaily procesu generovania dát (napr. v [6], [7]), výskumníci sú schopní vykonať úpravy, ktoré zohľadňujú prípadné chyby pokrytia a výberové a nevýberové vychýlenie.

Náhodné vyberanie je bez akejkoľvek diskusie najvhodnejší prístup k tvorbe induktívnych úsudkov o základnom súbore. Náhodný výber vytvára prierez základného súboru a teória výberových skúmaní poskytuje nástroje na opis a ohodnotenie vychýlenia a rozptylu na základe plánu výberového skúmania, ktorý determinuje pravdepodobnosti zahrnutia¹⁰. Za ideálnych okolností výberová база pokrýva základný súbor takmer na 100 %. Výsledkom je, že možno očakávať nevychýlenosť alebo len malé vychýlenia výberových charakteristík [17, s. 3658].

3.2. Hodnotenie nenáhodných výberov a ich použiteľnosť na induktívne úsudky

Tradične sa výberové vychýlenie považuje za výsledok nepokrytia alebo neodpovedania. Tieto koncepty sú spojené s náhodným výberom z konečného základného súboru. Tieto kategórie sa môžu ukázať ako limitujúce, ak sa aplikujú v kontexte nenáhodných výberov. Mnohé prieskumy na báze nenáhodných výberov nemožno spájať s výbermi z nejakej výberovej bázy. Dokonca aj predstava výberu ako konečného súboru jednotiek, z ktorých niektoré nemusia odpovedať, sa nevzťahuje na mnohé prieskumy na báze nenáhodných výberov. Pri takýchto prieskumoch môžu byť procesy zaradenia respondenta do výberu rôznorodé, niekedy úplne nepodobné procesu zaradenia jednotky do výberu v prieskumoch na báze náhodných výberov [13].

¹⁰ Pravdepodobnosť zahrnutia π_i (*inclusion probability*) je pravdepodobnosť, že *i*-tá jednotka bude vo vybranom výbere. V náhodnom vyberaní sú pravdepodobnosti π_i známe predtým ako sa začne vyberať. Predpokladáme, že pre každú jednotku v základnom súbore je pravdepodobnosť zahrnutia väčšia ako nula [12, s. 28]. Výberové váhy w_i pre ľubovoľnú výberovú schému sú definované ako $w_i = 1/\pi_i$. Výberovú váhu *i*-tej jednotky možno interpretovať ako počet jednotiek v základnom súbore, ktoré reprezentuje.

Nenáhodné výbery sa často získavajú spôsobom, ktorý je ťažko kontrolovateľný. Ak majú slúžiť na odhadovanie veličín konkrétneho konečného základného súboru, môžu byť zdrojom množstva potenciálnych vychýlení. Všimnime si možné problémy na príklade prihlasovacích webových panelov, môžu sa však týkať aj iných nenáhodných výberov. Výberová chyba vzniká vtedy, keď sa vybraná časť základného súboru (jednotky vo výbere) líši od jeho nevybranej časti (jednotky ktoré nie sú vo výbere) takým spôsobom, že výber nemožno premietnuť do celého cieľového základného súboru. Veľkým problémom je, či nenáhodný výber pokrýva cieľový základný súbor. Napríklad v prihlasovacom webovom paneli sa môžu k panelu pripojiť iba osoby s prístupom na internet. V [5, s. 253] sú uvedené tri rozličné základné súbory, ktoré umožňujú opísať tri komponenty vychýlenia pokrytia prieskumu: U – cieľový základný súbor, F_{pc} – potenciálne pokrytá časť cieľového základného súboru daná spôsobom zhromažďovania dát a F_c – skutočne pokrytá časť cieľového základného súboru, získaná pre štúdiu prostredníctvom základných podmienok prieskumu. Uvažujme napríklad o prieskume, ktorý sa týka odvykania od fajčenia. Účastníkov prieskumu budeme získavať z prihlasovacieho webového panelu. Cieľový základný súbor U definujme ako fajčiarov vo veku 18 – 65 rokov. Základný súbor F_{pc} by tvorili fajčiari z danej vekovej skupiny, ktorí majú prístup na internet a navštívili stránku s výzvou na účasť v prieskume. Základný súbor F_c by tvorila podmnožina súboru F_{pc} , ktorá prejavila ochotu zúčastniť sa na štúdiu. Je zrejmé, že realizácia výberu len zo súboru F_c je zdrojom výberovej chyby. Výber S tvoria osoby, ktoré sú pozvané na účasť v prieskume a ktoré sa na ňom aj zúčastnia. Rozdiel medzi U a F_{pc} predstavuje osoby, ktoré majú prístup na internet, ale nenavštívili náborové webové stránky, prípadne nemajú prístup na internet. Často môže byť tento rozdiel väčší ako F_c alebo F_{pc} . Výberová chyba môže vzniknúť aj tým, že niektoré skupiny osôb sa prihlásia do panelu s väčšou pravdepodobnosťou ako iné osoby. Prihlasovacie webové panely ovplyvňujú aj niekoľko druhov neodpovedania. Mnohí predajcovia panelov aplikujú na pripojenie k panelu postup dvojitého súhlasu. Osoba najprv zaregistruje svoje meno, e-mail a niektoré demografické údaje. Potom predajca pošle danej osobe e-mail, na ktorý je potrebné odpovedať, aby sa mohla oficiálne pripojiť k panelu. Vyzvaná osoba nemusí na prijatý e-mail odpovedať, ak odpovie, nemusí dokončiť celú registráciu do panelu. Ak je člen panelu vyzvaný na účasť v nejakom prieskume, nemusí odpovedať. Ďalším problémom je možná strata záujmu byť členom panelu. Aj v nenáhodných výberoch je nevyhnutné počítať s chybou merania, ktorá môže byť spôsobená návrhom dotazníka a osobitosťami respondentov. Motiváciou na účasť v štúdiu môže byť pre niektorých pocit altruizmu, pre iných len získanie odmeny (účastníci prieskumu z panelu získavajú peňažné odmeny). Z uvedeného je zrejmé, že celkovú chybu prieskumu nemožno jednoducho aplikovať aj na nenáhodné výbery. Nenáhodné výbery neumožňujú vytvoriť jasné závery na základe známej výberovej schémy. Nemožno ich ohodnotiť kvantifikáciou a sčítaním chýb, ktoré sa vyskytujú v každej fáze procesu vyberania. Odôvodnenie očakávania presných záverov sa opiera o netestované predpoklady modelovania, ktoré sú založené na presvedčení výskumníka o charakteristikách, ktoré odlišujú výber od zvyšku základného súboru, a ako tieto charakteristiky súvisia s témou výskumu.

Kvalitu nenáhodného výberu možno ohodnotiť iba posúdením toho, do akej miery sa konečný modelovaný výber zhoduje so základným súborom z hľadiska rôznych charakteristík. Formálna štatistická teória ponúka na zdôvodnenie použiteľnosti nenáhodných výberov na induktívne úsudky o základných súboroch len málo. Neexistuje žiadna všeobecná štatistická teória nenáhodného vyberania, ktorá by

odôvodňovala, kedy a prečo možno očakávať na základe nenáhodného výberu presné závery o základnom súbore. Platnosť záverov závisí od témy a konkrétneho prieskumu. Okrem toho poskytovatelia nenáhodných online výberov často považujú svoje postupy zberu dát za dôverné, čo sťažuje alebo robí nemožným zistiť, ktoré faktory treba zahrnúť do ktorého modelu, aby sa redukovala výberová chyba kľúčových odhadov.

Podľa [5, s. 251 – 252], všeobecným rámcom na tvorbu induktívnych záverov na báze nenáhodných výberov je úvaha o združenom rozdelení pravdepodobnosti vektora študovanej premennej v základnom súbore $\mathbf{Y} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N)$ a o vektore 0-1 indikačných premenných v základnom súbore $\delta_S = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_N)$ pre výber S . Predpokladajme, že \mathbf{X} je matica kovariátov typu $N \times p$, ktorú možno použiť pri navrhovaní výberu alebo pri konštrukcii odhadov. Podmienená hustota \mathbf{Y} pre dané \mathbf{X} a vektor parametrov $\boldsymbol{\theta}$ je $f(\mathbf{Y}|\mathbf{X}; \boldsymbol{\theta})$. Vektor parametrov závisí od použitého prístupu k tvorbe modelu. Napríklad pri kvázi-randomizácii ide o parametre použitej výberovej schémy, pri prístupe založenom na superpopulácii ide o parametre rozdelenia superpopulácie (podrobnejšie informácie o týchto dvoch prístupoch uvádzame v časti 3.2.3). Hustota δ_S pre dané \mathbf{Y}, \mathbf{X} a iný neznámy parameter $\boldsymbol{\Phi}$ je $f(\delta_S|\mathbf{Y}, \mathbf{X}; \boldsymbol{\Phi})$. Združená hustota \mathbf{Y} a δ_S je:

$$f(\mathbf{Y}, \delta_S|\mathbf{X}; \boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\Phi}) = f(\mathbf{Y}|\mathbf{X}; \boldsymbol{\theta})f(\delta_S|\mathbf{Y}, \mathbf{X}; \boldsymbol{\Phi}).$$

Všimnime si, že skutočnosť či jednotka je vo výbere závisí od \mathbf{Y} , to znamená že dáta sú typu NMAR¹¹. V náhodnom výbere bez neodpovedania alebo iných strát ktoré sú mimo kontroly analytika, $f(\delta_S|\mathbf{Y}, \mathbf{X}; \boldsymbol{\Phi}) = f(\delta_S|\mathbf{X})$. Hustota $f(\delta_S|\mathbf{X})$ je randomizačné rozdelenie a je základom indukcie na báze náhodného výberu pomocou prístupu založeného na pláne výberového skúmania. V nenáhodnom výbere môže rozdelenie δ_S závisieť zároveň od \mathbf{Y} a od neznámeho parametra $\boldsymbol{\Phi}$. V závislosti od aplikácie možno induktívne úsudky založiť na $f(\mathbf{Y}|\mathbf{X}; \boldsymbol{\theta})$, na $f(\delta_S|\mathbf{Y}, \mathbf{X}; \boldsymbol{\Phi})$, prípadne na ich kombinácii.

Vo všeobecnosti sa prijímajú na odôvodnenie použitia nenáhodných výberov na induktívne úsudky takéto tvrdenia [3, s. 8]:

- a) každý výber na skúmanie konkrétnej otázky poskytne rovnaké induktívne závery,
- b) špecifická výberová schéma, súvisiaca s danými otázkami prinesie závery, ktoré odzrkadľujú skutočnosť v skúmanom základnom súbore,
- c) séria analytických krokov bude brať do úvahy všetky rozdiely medzi výberom a základným súborom,
- d) konkrétna kombinácia výberových a/alebo analytických prístupov bude viesť k presným hodnotám odhadov parametrov základného súboru.

¹¹ Podrobnejšie o dátach MCAR (missing completely at random), MAR (missing at random) a NMAR (not missing at random) pozri v [1, s. 185].

Predpoklad, že použitie nejakej konkrétnej metódy pri riešení konkrétnej výskumnej otázky je vhodné, závisí od základných tvrdení o tejto otázke, o výbere a od použitej procedúry úpravy. Všimneme si každý z uvedených štyroch bodov podrobnejšie.

3.2.1. Nedôležitosť výberovej schémy daná charakterom skúmanej otázky

V niektorých prípadoch nemusí byť skúmaná otázka spojená s výberovou schémou. Napríklad sa študuje nejaký fyziologický alebo psychologický proces, pri ktorom možno predpokladať, že je podobný u všetkých jednotlivcov. Vtedy môže byť rozumné predpokladať, že ktorákoľvek skupina jednotlivcov sa bude správať podobne ako ktorákoľvek iná skupina. Jednoducho možno oprávnene predpokladať, že skúmaný proces je univerzálny a teda rozličné skupiny jednotlivcov sa budú správať podobne. Potom je irelevantné či sa realizuje náhodné alebo nenáhodné vyberanie. Za zmienku stoja aj niektoré teoretické a empirické dôvody veriť, že niektoré triedy induktívnych záverov môžu byť viac alebo menej spojené so zložením výberu. Niektorí autori napríklad tvrdia, že trendy v čase čo sa týka postojov a správania sú menej spojené so zložením výberu ako hodnoty odhadov rozdelenia postojov a správania. Podobne, niektoré empirické štúdie ukázali, že odhady vzťahov medzi premennými menej záviseli od toho, či je výber náhodný alebo nenáhodný, ako iné typy odhadov. Tvrdenie, že niektoré druhy induktívnych záverov možno urobiť rovnako dobre bez ohľadu na stratégiu vyberania, môže byť niekedy správne. Otázkou je, kedy [3, s. 8 – 9].

3.2.2. Vhodnosť výberovej schémy

Niekedy analytik jednoducho prijme tvrdenie, že použitá výberová schéma znižuje všetky vychýlenia, ktoré môžu v procese vyberania vzniknúť. Klasický príklad predstavuje kvótové vyberanie. Pri kvótovom vyberaní je základný súbor rozdelený do podskupín rovnako ako pri stratifikovanom náhodnom vyberaní, ale s jedným dôležitým rozdielom. Pri tvorbe výberu sa nepoužíva náhodné vyberanie. V extrémnych verziách kvótového výberu je výber jednotiek vo výbere výlučne na uvážení anketára. Pri kvótovom výbere sa v konečnom výbere vyžadujú špecifikované počty (kvóty) jednotlivých typov jednotiek základného súboru [12, s. 96 – 97]. Kvótové výbery sú zvyčajne navrhnuté tak aby sa súbor respondentov zhodoval so základným súborom v určitých kľúčových demografických parametroch. Predpokladá sa, že demografické parametre, ktoré tvoria bázu na tvorbu kvót pokrývajú zdroje vychýlenia induktívnych záverov. Induktívne závery na báze kvótového výberu možno považovať za presné do tej miery, do akej je to tak, pretože všetky potenciálne vychýlenia sú neutralizované výberovou schémou.

Okrem demografických kvót sú známe aj iné postupy. Možno napríklad porovnávať osoby v nenáhodných výberoch s osobami v náhodných výberoch a na základe toho vybrať respondentov [16]. Je známy aj postup na zmiešanie výberov získaných zo zdrojov, ktoré majú známe opačné vychýlenia [19]. Ak je analytik presvedčený, že zvolená stratégia vyberania eliminuje všetky potenciálne vychýlenia, čo sa týka skúmanej otázky, potom táto stratégia môže viesť k presným induktívnym záverom.

Problém s týmito druhmi prístupov spočíva v tom, že presnosť kritických predpokladov možno skutočne stanoviť len empiricky. Nie je tiež jasné, čo by mohlo dokázať, že konkrétny záver je robustný voči konkrétnemu rozhodnutiu o tvorbe výberu. Môže sa stať, že povaha otázky a/alebo typ induktívneho záveru ho robí presným pre akúkoľvek podobnú otázku na základe podobne získaného výberu, alebo

sa môže stať, že zvláštnosti jednej analýzy priniesli rovnaké závery len náhodou. Neexistuje žiadny zrejmy spôsob, ako určiť, o ktorú z týchto možností ide.

3.2.3. Prístupy k úprave výberu

Opíšeme modelové prístupy, ktoré možno použiť na zlepšenie presnosti dát z nenáhodných výberov. Sú známe procedúry na úpravu systematických vychýlení v náhodných výberoch. Niektoré možno použiť aj na úpravu výberových vychýlení v nenáhodných výberoch. Možno ich rozdeliť na dve skupiny: globálne úpravy (*global adjustments*) a úpravy vzhľadom na špecifický výstup (*outcome-specific adjustments*). Globálne úpravy spočívajú v použití modelu na vytvorenie úpravy, ktorá je použiteľná v ľubovoľnej nasledujúcej analýze, bez ohľadu na študovaný výstup. Úpravy vzhľadom na špecifický výstup spočívajú v tvorbe modelu úpravy „šitého“ na špecifický študovaný výstup [3, s. 10].

GLOBALNE ÚPRAVY

Všeobecne používaný prístup je kalibračné váženie (*calibration weighting*). Kalibrácia je postup, pri ktorom sa výberové váhy upravujú tak, aby sa odhadované úhrny pomocných premenných v základnom súbore zhodovali so skutočnými úhrnmi týchto premenných v základnom súbore [12, s. 154]. Kalibračné váženie spočíva vo vážení skupiny respondentov tak, aby vážené výberové úhrny hodnôt nejakej charakteristiky zodpovedali známym úhrnom hodnôt tejto charakteristiky v základnom súbore. Známe úhrny v základnom súbore môžu pochádzať napríklad z makrocenzu alebo z iných zdrojov, o ktorých sa predpokladá, že sú veľmi kvalitné. Procedúra generuje globálne váhy, ktoré možno použiť v analýze ľubovoľnej výstupnej premennej. Táto stratégia predpokladá, že vybrané jednotky zo špecifikovaných podskupín základného súboru budú zhruba rovnaké ako nevybrané jednotky z týchto podskupín vzhľadom na indukívne závery, ktoré sa budú robiť na základe výberových dát. Kalibračné váženie teda vyžaduje len prístup k referenčným dátam na úrovni základného súboru. V [17] sa napríklad skúmajú dva online prieskumy na báze nenáhodných výberov s cieľom preskúmať stratégie na úpravu a kalibráciu nenáhodných výberov. Pre obe štúdie bolo spoločné, že úprava podľa demografických premenných sama o sebe neznížila žiadne vychýlenie.

V kvázi-randomizácii (*quasi-randomization*) sa odhadujú pravdepodobnosti pseudo-zahrnutia (*pseudo-inclusion probabilities*), ktoré sa použijú na korekciu výberového vychýlenia [5, s. 255]. Na základe týchto odhadnutých pravdepodobností sa vypočítajú výberové pseudo-váhy (*pseudo-weights*) ako ich obrátené hodnoty. Tieto pseudo-váhy sa potom použijú v nasledujúcich analýzach na báze nenáhodných výberov na výpočet hodnôt odhadov veličín základného súboru podľa vzťahov z prístupu založeného na pláne výberového skúmania. Keď použijeme rovnakú symboliku ako v časti 3.2, cieľom je odhadnúť $f(\delta_S | \mathbf{Y}, \mathbf{X}; \Phi)$ alebo $f(\delta_S | \mathbf{X}; \Phi)$. Situácia, v ktorej pravdepodobnosti zahrnutia nezávisia od Y_i je ideálna, pretože Y_i pre jednotky, ktoré neboli vybrané, nepoznáme. Overenie platnosti tejto situácie je však vo väčšine aplikácií nemožné. V praxi sa teda väčšinou odhaduje $f(\delta_S | \mathbf{X}; \Phi)$ bez overenia platnosti tejto podmienky [5, s. 255].

Jedným z prístupov v kvázi-randomizácii je referenčný prieskum (*reference survey*). V tomto prístupe sa spolu s prieskumom na báze nenáhodného výberu využíva referenčný prieskum. Môže to byť prieskum na báze náhodného výberu zo základného súboru osôb, ktoré majú prístup na internet alebo zo všetkých osôb bez ohľadu na to

či majú prístup na internet. Referenčný výber môže byť aj cenzus, ktorý pokrýva celú populáciu [5, s. 255]. Referenčný výber sa kombinuje s výberom dobrovoľníkov z panelu tak, že dáta z výberu dobrovoľníkov z panelu sa vertikálne zreťazia (*vertically concatenate*)¹² s dátami z referenčného výberu. Potom sa sformuluje logit alebo probit model¹³ a odhadnú sa jeho parametre na báze dát z oboch výberov. Odhadnutý model sa použije na predikcie pravdepodobností pseudo-zahrnutia jednotiek v nenáhodnom výbere. Na základe nich sa vypočítajú pseudo-výberové váhy ako ich obrátené hodnoty. Kľúčovou požiadavkou referenčného prieskumu je, aby zahŕňal tie isté kovariáty ako prieskum dobrovoľníkov v paneli, aby bolo možné použiť lineárny model pre binárnu premennú na odhadnutie pravdepodobností pseudozahrnutia jednotiek v nenáhodnom výbere.

Zhoda výberov (*sample matching*) je ďalší prístup v rámci kvázi-randomizácie. Vyvážený nenáhodný výber možno zostaviť napríklad výberom jednotiek z veľmi veľkej výberovej bázy, napríklad zo zoznamu registrovaných členov prihlasovacieho webového panelu, na základe pomocných charakteristík (často demografických), ktoré sa tesne zhodujú¹⁴ s charakteristikami jednotiek z referenčného náhodného výberu. Zhoda na agregátnej úrovni spočíva v zhode rozdelenia početností nenáhodného výberu a rozdelenia konečného základného súboru. Príkladom je kvótový výber. Napríklad rozdelenie výberu podľa veku a pohlavia má byť rovnaké ako v základnom súbore. Keď máme rozsiahly panel dobrovoľníkov, vyberie sa malý výber tak, aby sa dodržalo toto rozdelenie. Každéj osobe sa priradí rovnaká váha, čo je rovnaké ako pri náhodnom vyberaní s konštantným výberovým pomerom¹⁵. Kvótový výber možno takto považovať za kvázi-randomizáciu [5, s. 256].

Uvedené prístupy využívajú referenčné dáta len na tvorbu váh, párovanie prípadne na imputácie¹⁶, v analýze nenáhodného výberu sa však nevyužívajú. Alternatívne prístupy kombinujú oba zdroje dát a analyzujú ich spoločne. Jedným z takých prístupov je odhadovanie založené na pseudo-dizajne (*pseudo design-based estimation*) [5]. V ňom sa odhadnú pravdepodobnosti pseudo-zahrnutia pre jednotky nenáhodného výberu na základe množiny premenných spoločných pre náhodný aj nenáhodný výber. Keď sa pravdepodobnosti pseudo-zahrnutia priradia všetkým jednotkám z nenáhodného výberu, potom sa s týmito jednotkami môže pracovať, ako keby boli vybrané pomocou rovnakého mechanizmu ako jednotky v náhodnom výbere. Súbory dát sa potom môžu spojiť a analyzovať spoločne s použitím skutočných váh a pseudo-váh.

ÚPRAVY VZHLADOM NA ŠPECIFICKÝ VÝSTUP

Tieto prístupy používajú modely úpravy „presne šité“ na výstupnú premennú. To znamená že upravujú mechanizmus vyberania jednotiek do nenáhodného výberu vzhľadom na výstupnú študovanú premennú. Takéto prístupy sa pokúšajú kontrolovať premenné, ktoré riadia proces výberu jednotiek a sú korelované s cieľovou výstupnou premennou. Jeden príklad takého prístupu je teoretická koncepcia, v ktorej sa predpokladá, že náhodný aj nenáhodný výber sa vyberajú z hypotetickej nekonečne

¹² Vertikálne zreťazenie matice je operácia, ktorá spojí dve submatice vertikálne do jednej matice. Počet stĺpcov oboch submatic musí byť rovnaký.

¹³ Základné informácie o logit a probit modeloch pozri v [11].

¹⁴ Mierou zhody môže byť napríklad euklidovská vzdialenosť.

¹⁵ Výberový pomer je pomer medzi rozsahom výberu a rozsahom konečného základného súboru.

¹⁶ V štatistike je imputácia proces nahradenia chýbajúcich dát náhradnými hodnotami.

veľkej superpopulácie (*superpopulation*). V tomto prístupe sa štatistický model pre Y odhadne z výberu a použije sa na premietnutie výberu do celého základného súboru. To znamená, že indukčné úsudky sú založené na $f(Y|X; \Theta)$. Tento prístup môže byť samozrejme použitý aj pri náhodnom výbere. Na rozdiel od indukcie na báze prístupu založeného na pláne výberového skúmania v ktorom je randomizačné rozdelenie pod kontrolou analytika, pri nenáhodnom výbere pod kontrolou nie je. Mechanizmus tvorby výberu možno ignorovať pri aplikácii prístupu založeného na modeli k indukčným úsudkom o rozdelení Y , keď $f(\delta_S|Y, X; \Phi) = f(\delta_S|X; \Phi)$, čo je formálne odôvodnenie použitia len $f(\delta_S|X; \Phi)$. Môžu existovať nenáhodné výbery, ktoré túto podmienku spĺňajú. V nenáhodných výberoch, v ktorých vyberanie jednotiek nie je dobre kontrolované, nemusí byť táto podmienka splnená. Vtedy sa odporúča kombinovať prístup založený na kvázi-randomizácii s prístupom založeným na superpopulácii [5, s. 257 – 258].

Cieľom analytika je modelovať proces generovania dát príslušnej superpopulácie tak aby boli v modeli analýzy zohľadnené všetky relevantné premenné. V praxi to znamená, že výskumník zostaví predikčný model pre nejakú premennú Y na základe výberu, ktorý je k dispozícii. Ten sa použije na predikciu hodnôt Y pre jednotky, ktoré nie sú vo výbere. Vybrané a nevybrané jednotky sa potom kombinujú a na základe nich sa odhadne skúmaná veličina (napr. stredná hodnota, úhrn alebo regresný koeficient) v celom základnom súbore. Kľúčovými predpokladmi tohto prístupu je, že premenná Y je vysvetlená prostredníctvom modelu, ktorý je spoločný pre vybrané aj nevybrané jednotky, a že všetky parametre, ktoré riadia model superpopulácie, sa v modeli kontrolujú. Tento prístup tiež vyžaduje dostupnosť pomocných dát o základnom súbore na tvorbu predikcií pre jednotky ktoré nie sú vo výbere [3, s. 12 – 13].

Ďalším prístupom založeným na modeli, ktorý možno použiť v teórii superpopulácie, je kalibrácia s asistenciou modelu (*model-assisted calibration*). Tento prístup zahŕňa konštrukciu kalibrovaných váh pomocou modelu na predikcie hodnôt študovanej premennej. Kalibrované váhy sa generujú na základe obmedzení na rozsah a úhrn predikovaných hodnôt v základnom súbore. Na modelovanie študovanej premennej boli navrhnuté rozličné prístupy k výberu modelov (pozri napríklad v [8]). Kľúčovým predpokladom metódy je, že model je korektné špecifikovaný a schopný robiť spoľahlivé predikcie na báze rôznych výberov zo základného súboru. Tiež sa predpokladá, že v modeli sú zahrnuté všetky relevantné parametre superpopulácie.

Ďalším prístupom používaným na odhadovanie špecifického výstupu na báze nenáhodného výberu je viacúrovňová regresia (*multilevel regression*) a poststratifikácia [4]. Základnou myšlienkou je odhadnúť viacúrovňový regresný model¹⁷ na predikciu výstupu pre danú množinu kovariát. Použitie viacúrovňového modelu umožňuje začlenenie veľkého počtu kovariát alebo interakcií vyššieho rádu do predikčného modelu. Model sa potom použije na odhad strednej hodnoty pre veľký počet poststratifikačných buniek definovaných krížovou klasifikáciou všetkých premenných použitých v regresnom modeli. Je potrebné, aby bola známa relatívna veľkosť každej bunky v základnom súbore alebo aby sa dala spoľahlivo odhadnúť

¹⁷ Viacúrovňové modely sú štatistické modely parametrov, ktoré sa menia na viac ako jednej úrovni. Napríklad model výkonnosti študenta obsahuje miery pre individuálneho študenta aj miery pre triedy do ktorých sú študenti zaradení. Tieto modely možno považovať za zovšeobecnenie lineárnych modelov (podrobnejšie pozri v [14]).

z externých zdrojov dát, ako je cenzus alebo register obyvateľstva. Veličiny základného súboru sa odhadujú agregovaním týchto predikovaných stredných hodnôt buniek, pričom každá bunka sa váži úmerne k jej podielu na základnom súbore. Viacúrovňový regresný model umožňuje generovanie odhadov na úrovni buniek, aj keď bunky vo výbere obsahujú len niekoľko jednotiek. Rovnako ako všetky vyššie uvedené prístupy založené na modeli sa predpokladá, že model riadi všetky premenné, ktoré ovplyvňujú pravdepodobnosť zahrnutia v nenáhodnom výbere. Metóda vyžaduje dobrý odhad modelu, preferujú sa veľké rozsahy buniek, aby sa na úrovni buniek generovali robustné hodnoty odhadov [3, s. 13].

Celkovo tieto prístupy k používaniu nenáhodných výberov na získanie induktívnych záverov o základnom súbore závisia od kombinácie predpokladov o ignorovateľných chybách a dostupnosti informácií o zdrojoch nenáhodnosti pri výbere respondentov, ktoré možno použiť na takú úpravu, ktorá redukuje relevantné chyby. Hoci sa tieto závislosti zásadne nelíšia od predpokladov, ktoré sú základom použitia náhodných výberov, je ťažšie sa na ne spoľahnúť, pretože vieme málo o faktoroch, ktoré vedú jednotlivcov k tomu, aby sa zaradili do nenáhodných výberov.

3.2.4. Presnosť v štatistických prieskumoch na základe náhodných a nenáhodných výberov

Množstvo štúdií empiricky hodnotilo presnosť prieskumov na základe náhodných a nenáhodných výberov, pomocou porovnania získaných výsledkov s výsledkami z vyčerpávajúceho skúmania alebo z vysoko kvalitných prieskumov na základe náhodných výberov z príslušných základných súborov. Porovnania sa týkali rozličných krajín, rozličných tém a časového rámca od roku 2007 do roku 2018. Všetky tieto štúdie dospeli k záveru, že prieskumy založené na náhodných výberoch vedú k presnejším hodnotám odhadov ako v prípade nenáhodných výberov ([3], s. 18). Viaceré štúdie dospeli k záveru, že váženie nedostatočne redukuje vychýlenie v prieskumoch na báze nenáhodných výberov. Prieskumy na báze náhodných výberov sú všeobecne presnejšie ako prieskumy na báze nenáhodných výberov, aj keď sa v nich použilo váženie [3, s. 21]. Celkovo, väčšina štúdií o vážení a presnosti prišla k záveru, že nepresnosť prieskumov založených na nenáhodných výberoch nemožno spoľahlivo odstrániť využitím váhových procedúr. Okrem toho niektorí autori ukazujú, že na získanie presných odhadov z prieskumov založených na nenáhodných výberoch je dôležitejšia dostupnosť premenných, ktoré predikujú výstupy, ako to, ktorá štatistická metóda sa použila [3, s. 22].

Treba poznamenať, že jedným z problémov podobných štúdií je oddeliť účinky režimu (*mode effects*)¹⁸ od účinku vyberania (výberové vychýlenie). Je to dané tým, že prieskumy založené na náhodných výberoch sa väčšinou realizujú off-line (osobne alebo telefonicky), zatiaľ čo prieskumy založené na nenáhodnom výbere sa väčšinou realizujú online prostredníctvom online nenáhodných panelov. V mnohých štúdiách sa však uvádza, že je možné rozlíšiť tieto dva účinky porovnaním off-line a online prieskumov založených na náhodných výberoch (účinnok režimu) a porovnaním online prieskumov založených na náhodných a nenáhodných výberoch (účinnok vyberania). Väčšina týchto štúdií dospela k záveru, že off-line aj online prieskumy založené na náhodných výberoch sú presnejšie ako online prieskumy založené na nenáhodných výberoch [3, s. 19].

¹⁸ Ide o vychýlenie spôsobené meraním.

Ďalšou otázkou je, ako merať presnosť prieskumu tak, aby sa brala do úvahy súčasne variabilita vyberania aj systematické vychýlenie. Väčšinou je totiž k dispozícii len jeden prieskum na základe náhodného a jeden na základe nenáhodného výberu. Sú však známe aj štúdie v ktorých sa porovnáva väčší počet prieskumov na báze náhodného výberu s väčším počtom prieskumov na báze nenáhodných výberov. V nich autori dospeli k záveru, že prieskumy na báze náhodných výberov sú konzistentne presnejšie ako na báze nenáhodných výberov. To naznačuje, že aj keď sú prieskumy variabilné v mnohých faktoroch (napr. rozličné motivačné schémy, rozličná frekvencia kontaktov a pod.) a niekedy môžu byť viac alebo menej presné náhodou, výbery majú všeobecne väčšiu vierohodnosť viesť k presnejším výsledkom, keď sa získali procedúrami náhodného vyberania ako keď boli získané procedúrami nenáhodného vyberania [3, s. 19 – 20].

Problémom môže byť aj prístupnosť rozsiahlych, vysokokvalitných štatistických prieskumov, ktoré môžu slúžiť ako benchmark. V [3, s. 20] sa uvádzajú niektoré príklady takýchto prieskumov. Všeobecne ide o výsledky z rozsiahlych vysokokvalitných prieskumov na báze náhodných výberov, prieskumov na báze dát z cenzu a z registra obyvateľov a na báze dát z výsledkov volieb. Čo sa týka vysokokvalitných prieskumov na báze náhodných výberov, ich hlavnou prednosťou je, že množina premenných prístupných na porovnanie obyčajne zahŕňa nielen sociálnodemografické, ale aj premenné o postojoch a správaní. Ich nevýhodou je, že môžu obsahovať také typické chyby, ako chyby pokrytia, výberové chyby a chyby neodpovedania. Dáta z cenzu a z registra obyvateľov majú výhodu, že netrpia chybami prieskumu. Na druhej strane dáta z cenzu často nie sú prístupné za aktuálny rok a môžu byť v čase realizácie štúdie neaktuálne. To platí aj pre dáta z registra obyvateľstva, kde nemusí byť presne zachytená emigrácia, imigrácia, prípadne nie sú včas zaznamenané dáta o narodeniach a úmrtiach. Navyše dáta z cenzu a z registra obyvateľov sú typické aj malým počtom sociálnodemografických charakteristík. Čo sa týka výsledkov volieb, tie obyčajne obsahujú veľa zaujímavých premenných hlavne pre výskum v sociálnej oblasti, ak však prieskum neodhadne výsledky volieb pomerne presne, existuje mimo použitej výberovej schémy aj množstvo iných vysvetlení.

4. ZÁVER

Cieľom príspevku bolo podať súhrnný prehľad o hodnotení štatistických prieskumov založených na nenáhodných výberoch. Teória o náhodnom vyberaní je založená na známych poznatkoch z teórie pravdepodobnosti. Nenáhodné vyberanie takúto teoretickú bázu nemá. Zdôvodnenie mnohých štúdií zostáva nejasné a závery z prieskumov na báze nenáhodných výberov vo všeobecnosti vyžadujú silnejšie predpoklady modelovania, než aké sú potrebné v prieskumoch na báze náhodných výberov. Základným problémom týchto modelovacích predpokladov zostáva, že ich nemožno testovať.

Uviedli sme koncepčný rámec prieskumov na báze nenáhodných výberov, ktorý umožňuje vysvetliť tieto predpoklady modelovania vrátane praktických návrhov, kedy by mohlo byť opodstatnené takéto predpoklady použiť. Okrem toho uvádzame závery ktoré vyplývajú zo štúdií o empirických dôkazoch o presnosti prieskumov založených na náhodných a nenáhodných výberoch. Štúdie ukazujú, že aj v dobe rastúcej miery neodpovedania v prieskumoch na báze náhodných výberov je ich presnosť vyššia ako v prípade nenáhodných výberov. Všeobecne možno odporúčať preferovať tak ako doteraz prieskumy na báze náhodných výberov.

Keď sú k dispozícii len dáta z prieskumu na báze nenáhodného výberu, možno odporúčať pozorne vyberať z rôznych prístupov modelovania, ktorých základný prehľad sme uviedli, na báze ich základných predpokladov. Kvôli zdôvodneniu použitého prístupu modelovania, je užitočné získať čo najviac informácií o procese generovania dát. To vyžaduje čo najväčšiu transparentnosť, čo sa týka informácií o zhromažďovaní a spracovaní dát v paneloch. Bez toho štatistikom chýbajú informácie potrebné na pochopenie obmedzení dát zhromaždených ich poskytovateľom. Preto je veľmi dôležité poznať metodiku, ktorá sa použila na zber dát a na manipuláciu s nimi. Zákazník by mal zasa dať poskytovateľovi dát z prieskumu na báze nenáhodného výberu čo najpresnejšie informácie o svojich potrebách. Ak predajca dát patrí do organizácie ESOMAR¹⁹ alebo je certifikovaný podľa ISO 20252 alebo 26362, príslušný kódex alebo certifikácia vyžaduje zverejňovanie istých informácií.

Často sa v praxi na základe nenáhodného výberu indukujú závery o základnom súbore bez toho, že by sa zobrali do úvahy všetky informácie, ktoré by mohli naznačovať potrebu aplikácie niektorého z prístupov modelovania. Takýto postup je nevyhnutné považovať za subjektívny. Prípadné použitie vhodného prístupu modelovania môže znížiť subjektivitu pohľadu. Ak by sme uvažovali o spojitý stupnici subjektivity vo výberovom skúmaní, potom prijímanie záverov o základnom súbore na báze nenáhodného výberu bez uváženia možností aplikácie vhodného prístupu modelovania je jednoznačne subjektívny prístup. Na opačnej strane stupnice je prijímanie záverov o základnom súbore na báze náhodného výberu, v ktorom neexistuje problém s pokrytím a s neodpovedaním. Vtedy možno použiť niektorú z procedúr prístupu založeného na pláne výberového skúmania. Ide o objektívne odôvodniteľný najlepší postup odhadovania veličín konečného základného súboru.

LITERATÚRA

- [1] BETHLEHEM, J.: Applied Survey Methods. A Statistical Perspective. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2009.
- [2] BETHLEHEM, J.: Understanding Public Opinion Polls, Boca Raton, FL: Chapman and Hall/CRC, 2017.
- [3] CORNESSE, C. – BLOM, A. G. – DUTWIN, D. – KROSNICK, J. A. – DE LEEUW, E. D. – LEGLEYET, S. – PASEK, J. – PENNAY, D. – PHILLIPS, B. – SAKSHAUG, J. W. – STRUMINSKAYA, B. – WENZ, A.: A review of conceptual approaches and empirical evidence on probability and nonprobability sample survey research. In: Journal of Survey Statistics and Methodology, 2020, č. 8, s. 4 – 36.
- [4] DOWNES, M. – GURRIN, L. C. – ENGLISH, D. R. – PIRKIS, J. – CURRIER, D. – SPITTAL, M. J. – CARLIN, J. B.: Multilevel Regression and Poststratification: A Modelling Approach to Estimating Population Quantities from Highly Selected Survey Samples, In: American Journal of Epidemiology, 2018, č. 8, s. 1780 – 1790.
- [5] ELLIOTT, M. R. – VALLIANT, R.: Inference for Nonprobability Samples. In: Statistical Science, 2017, č. 2, s. 249 – 264.

¹⁹ ESOMAR (The European Society for Opinion and Marketing Research) je Európske združenie pre marketingový výskum a výskum verejnej mienky. Všetci členovia ESOMAR-u a vedenie ich marketingových výskumných inštitúcií podpísali vyhlásenie, že budú vo všetkých svojich výskumných aktivitách dodržiavať ustanovenia Medzinárodného kódexu praktík marketingových a sociálnych výskumov, ktorý vydala Medzinárodná obchodná komora spolu s ESOMAR-om [9].

- [6] HARTER, R. – BATTAGLIA, M. P. – BUSKIRK, T. D. – DILLMAN, D. A. – ENGLISH, N. – FAHIMI, M. – FRANKEL, M. R. – KENNEL, T. – McMICHAEL, J. P. – McPHEE, C. B. – MONTAQUILA, J. – YANCEY, T. – ZUKERBERG, A. L.: Address-Based Sampling. AAPOR, 2016. [cit. 2024-02-13]. Dostupné na: [Month 200X \(aapor.org\)](#).
- [7] CHA, A. E. – COHEN, R. A.: Demographic Variation in Health Insurance Coverage: United States, 2021, National Health Statistics Reports, Number 177, November 3, 2022. [cit. 2024-02-13]. Dostupné na: [cdc_121999_DS1 \(1\).pdf](#).
- [8] CHEN, J. K. T. – VALLIANT, R. L. – ELLIOTT M. R.: Calibrating Non-Probability Surveys to Estimated Control Totals Using LASSO, with an Application to Political Polling. In: Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics), 2019, č. 3, s. 657–681.
- [9] Kódex medzinárodnej obchodnej komory a ESOMAR-u. [cit. 2024-02-13]. Dostupné na: <https://sava.sk/standardy-kvality/esomar-kodex/>.
- [10] LEVY, P. S. – LEMESHOW, S.: Sampling of Populations. Methods and Applications. Fourth Edition. Hoboken: Wiley, 2008.
- [11] Logit. [cit. 2024-03-8]. Dostupné na: [Logit – Wikipedia](#).
- [12] LOHR, S. L.: Sampling: Design and Analysis. Boca Raton: Taylor & Francis Group, 2019.
- [13] MERCER, A. W. – KREUTER, F. – KEETER, S. – STUART, E. A.: Theory and Practice in Nonprobability Surveys: Parallels between Causal Inference and Survey Inference. In: Public Opinion Quarterly, 2017, č. S1, s. 250 – 271. [cit. 2024-02-13]. Dostupné na: [Theory and Practice in Nonprobability Surveys | Public Opinion Quarterly | Oxford Academic \(oup.com\)](#).
- [14] Multilevel model. Dostupné na: [Multilevel model – Wikipedia](#).
- [15] River Sampling Versus RDE Sampling: Which is Superior for Market Research. [cit. 2024-02-13]. Dostupné na: <https://resources.pollfish.com/market-research/river-sampling-versus-rde-sampling-which-is-superior-for-market-research/>.
- [16] RIVERS, D.: Sampling for web surveys. [cit. 2024-02-13]. Dostupné na: [Rivers_matching4.pdf \(texastribune.org\)](#).
- [17] ROSHWALB, A. – LEWIS, Z. – PETRIN, R.: The Efficacy of Nonprobability Online Samples, JSM Proceedings, Survey Research Methods Section, 2016, pp. 3657–3666. [cit. 2024-02-13]. Dostupné na: <http://www.asasrms.org/Proceedings/y2016/files/389791.pdf>.
- [18] Sampling error. [cit. 2024-02-13]. Dostupné na: [Sampling error - Wikipedia](#).
- [19] Sampling in the digital age. [cit. 2024-02-13]. Dostupné na: <https://www.cint.com/blog/sampling-in-the-digital-age>.
- [20] SÄRNDAL, C.-E. – LUNDSTRÖM, S.: Estimation in Surveys with Nonresponse. Hoboken: Wiley, 2005.
- [21] SCHONLAU, M. – COUPER, M. P.: Options for Conducting Web Surveys. In: Statistical Science, 2017, č. 2, s. 279 – 292.
- [22] TEREK, M. – HRNČIAROVÁ, Ľ.: Výberové skúmanie. Bratislava: Ekonóm, 2008.
- [23] TEREK, M.: Možnosti riešenia problému neodpovedania v štatistických prieskumoch. In: Ekonomické rozhľady, 2014, č. 2., s. 150 – 165.
- [24] TEREK, M.: Interpretácia štatistiky a dát. 5., doplnené vydanie. Košice: Equilibria, 2017.
- [25] TEREK, M.: Dotazníkové prieskumy a analýzy získaných dát. Košice: Equilibria, 2019.

RESUMÉ

Výberové skúmanie možno realizovať na báze náhodného alebo nenáhodného výberu. V článku si všimame výsledky výskumu v oblasti hodnotenia kvality nenáhodných výberov a možností jej zlepšovania prostredníctvom ich úprav. Hlboká znalosť možností, ktoré poskytuje tento prístup je mimoriadne užitočná pri riešení praktických problémov odhadovania veličín základného súboru. Uvažujeme o konečnom základnom súbore. Štatistické prieskumy na báze náhodných aj nenáhodných výberov majú často spoločný cieľ: efektívne odhadnúť veličiny základného súboru na základe výsledkov analýzy výberového súboru. Nenáhodné vyberanie možno všeobecne rozdeliť do troch skupín: vyberanie založené na prístupnosti jednotiek, vyberanie založené na zhode a sieťové vyberanie. Uvádzame možnosti hodnotenia kvality náhodných a nenáhodných výberov.

V prípade prieskumov na báze náhodných výberov sa možno oprieť o teóriu pravdepodobnosti, ktorá je založená na súbore zavedených matematických princípov. Základným kameňom hodnotenia kvality náhodných výberov je celková chyba prieskumu. Ide o rozdiel medzi veličinou základného súboru a hodnotou odhadu tejto veličiny na báze analýzy výberu. Má dve zložky: výberovú chybu a nevýberovú chybu. Tradične sa výberové vychýlenie považuje za výsledok nepokrytia alebo neodpovedania. Tieto koncepty sú spojené s náhodným výberom z konečného základného súboru. Tieto kategórie sa môžu ukázať ako limitujúce, ak sa aplikujú v kontexte nenáhodných výberov. Mnohé prieskumy na báze nenáhodných výberov nemožno spájať s výbermi z nejakej výberovej bázy. Dokonca aj predstava výberu ako konečného súboru jednotiek, z ktorých niektoré nemusia odpovedať, sa nevzťahuje na mnohé prieskumy na báze nenáhodných výberov. Pri takýchto prieskumoch môžu byť procesy zaradenia respondenta do výberu rôznorodé, niekedy úplne nepodobné procesu zaradenia jednotky do výberu v prieskumoch na báze náhodných výberov. V hodnotení kvality nenáhodných výberov sa odôvodnenie očakávania presných záverov môže opierať len o netestované predpoklady modelovania a možno ju ohodnotiť len posúdením toho, do akej miery sa konečný modelovaný výber zhoduje so základným súborm z hľadiska rôznych charakteristík. Uvádzame niektoré možné úpravy nenáhodných výberov, ktoré môžu slúžiť na odôvodnenie ich použitia na induktívne úsudky o veličinách základného súboru. Uvádzame aj výsledky niektorých empirických štúdií, ktoré hodnotia presnosť prieskumov na základe náhodných a nenáhodných výberov. Ich výsledkom je záver, že náhodné vyberanie je bez akejkoľvek diskusie najvhodnejší prístup k tvorbe induktívnych úsudkov o základnom súbore.

Keď sú k dispozícii len dáta z nenáhodného výberu, možno odporúčať starostlivo uvážiť všetky informácie, ktoré by mohli naznačovať potrebu aplikácie niektorého z prístupov modelovania, ktorých základný prehľad je uvedený. Kvôli zdôvodneniu použitého prístupu modelovania, je užitočné získať čo najviac informácií o procese generovania dát. To vyžaduje čo najväčšiu transparentnosť, čo sa týka informácií o zhromažďovaní a spracovaní dát v paneloch.

Často sa v praxi na základe nenáhodného výberu indukujú závery o základnom súbore bez toho, že by sa zobrali do úvahy všetky informácie, ktoré by mohli naznačovať potrebu aplikácie niektorého z prístupov modelovania. Takýto postup je nevyhnutné považovať za subjektívny. Prípadné použitie vhodného prístupu modelovania môže znížiť subjektivitu pohľadu.

RESUME

Sample surveys can be carried out based on probability or nonprobability samples. In the article, we note the results of research in the field of quality assessment of nonprobability samples and the possibilities of their improvement through modifications. A deep knowledge of the possibilities provided by this approach is extremely useful in solving practical problems of estimating population quantities.

We are considering a finite population. Statistical surveys based on both probability and nonprobability samples often share a common goal: to efficiently estimate population quantities based on the results of the analysis of the sample. Nonprobability sampling can be broadly divided into three groups: convenience sampling, sample matching, and network sampling. We present the possibilities of evaluating the quality of probability and nonprobability samples.

In case of surveys based on probability samples, we can rely on the theory of probability, which is based on a set of established mathematical principles. The total survey error is the basis for assessing the quality of probability samples. It is the difference between the population quantity and the estimate of this quantity based on the sample analysis. It has two components: sampling error and non-sampling error. Selection bias is typically caused by noncoverage or nonresponse. These concepts are associated with probability sampling from a finite population. These categories can prove to be limiting when applied in the context of nonprobability samples. Many surveys based on nonprobability samples cannot be linked to the samples from a sampling frame. Even the idea of a sample as a finite set of units, some of which may not respond, does not apply to many nonprobability surveys. In such surveys, the respondent selection processes can be diverse, sometimes completely dissimilar to those in probability sampling surveys. In assessing the quality of nonprobability samples, the justification for expecting accurate conclusions can only rely on untested modeling assumptions and can only be assessed by considering how well the final modeled sample matches the population in terms of various characteristics. We present some possible modifications of nonprobability samples that may serve to justify their use for inferential judgments about the population quantities. We also present the results of some empirical studies that evaluate the accuracy of surveys based on probability and nonprobability samples. They conclude that probability sampling is, undoubtedly, the most appropriate approach to making inferential judgments about the population.

If only data from a nonprobability sample are available, it may be advisable to carefully consider any information that might indicate the need to apply any of the modeling approaches whose basic overview is given. To justify the modeling approach, obtaining as much information as possible about the data generation process is useful. This requires as much transparency as possible regarding information on the data collection and processing in the panels.

Often, in practice, based on a nonprobability sample, conclusions about the population are inferred without considering all the information that could indicate the need to apply one of the modeling approaches. Such a procedure must be considered subjective. The possible use of an appropriate modeling approach can reduce the subjectivity of the view.

PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS

Prof. Ing. Milan Terek, PhD., od roku 2018 pracuje ako profesor na Vysokej škole manažmentu v Bratislave. Vedie predmety základy 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 predmety 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, 80 článkov vo vedeckých a odborných časopisoch a 115 príspevkov na vedeckých konferenciách publikovaných v zborníkoch.

KONTAKT

mterek@vsm.sk

Informácia/Information

POHĽADY NA EKONOMIKU SLOVENSKA 2024 – PES 2024

VIEWS ON THE SLOVAK ECONOMY 2024 - PES 2024

Dňa 25. apríla 2024 sa konal 22. ročník konferencie [Pohľady na ekonomiku Slovenska \(PES 2024\)](#). Toto podujatie začala organizovať Slovenská štatistická a demografická spoločnosť (SŠDS) už v roku 2001. Pri vzniku akcie stál dlhoročný predseda SŠDS, doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., ktorý taktiež zabezpečil organizáciu prvých 16 ročníkov. Po ňom organizáciu podujatia prevzala doc. Ing. Iveta Stankovičová, PhD., ktorá pri organizovaní SŠDS spolupracuje s Ekonomickým ústavom SAV. Konferencia PES sa stala jednou z hlavných akcií SŠDS a predchádzajúce ročníky potvrdili, že vzbudila záujem u vedeckej a odbornej verejnosti.

V roku 2020 bol plánovaný jubilejný 20. ročník, ale žiaľ sa nekonal, lebo aj na Slovensku sa šírila 1. vlna pandémie ochorenia COVID-19 a v tejto situácii nebolo povolené stretávanie sa ľudí na hromadných akciách. Na jar roku 2021 na Slovensku prebiehala 2. vlna pandémie ochorenia COVID-19, ktorá bola intenzívnejšia ako pred rokom. Občania Slovenska boli nútení zvyknúť si na prácu z domu a on-line komunikáciu. Programový a organizačný výbor sa preto rozhodol uskutočniť PES 2021 vo virtuálnom priestore prostredníctvom MS Teams, čiže on-line formou. V roku 2022 sa však akcia opäť nekonala (ani on-line formou), lebo podmienky na tvorbu reálnych prognóz boli veľmi nepriaznivé. V roku 2023 sme akciu obnovili opäť on-line formou. Táto forma sa nám osvedčila pre vyššiu účasť na podujatí (v roku 2023 bolo až 95 pripojených účastníkov).

Aj tohtoročný 22. ročník si dokázal udržať vybudovanú tradíciu významného vedeckého a odborného podujatia. Na on-line akciu sa pripojilo cca 60 účastníkov z celého Slovenska. Svoje prognózy účastníkom predstavili štyria odborníci – predstavitelia štyroch významných analyticko-prognostických inštitúcií na Slovensku. Pozvanie prijali zástupcovia Inštitútu environmentálnej politiky (IEP) Ministerstva životného prostredia SR (Kristína Mojzesová), Národnej banky Slovenska (Roman Vrbovský), Infostat (Branislav Pristáč a Miroslav Súkeník) a Ekonomického ústavu Slovenskej akadémie vied (Marek Radvanský a Tomáš Miklošovič).



Zdroj: SŠDS

K. Mojzesová z IEP predniesla prednášku na tému *Nízkouhlíková transformácia na Slovensku*, v ktorej vysvetlila nákladovosť niektorých scenárov a ich dopady na ekonomiku Slovenska. R. Vrbovský prezentoval *Očakávaný makroekonomický vývoj – prognózu vývoja ekonomiky SR podľa NBS*. *Strednodobú prognózu vývoja ekonomiky SR na roky 2024 – 2026* predstavili M. Radvanský a T. Miklošovič z EÚ SAV. Na záver odznela prednáška *Makroekonomická výkonnosť slovenskej ekonomiky v roku 2023 a odhad jej výkonnosti v roku 2024*, ktorú prezentovali za Infostat B. Pristáč a M. Súkeník.

Pozvánka bola rozposlaná na slovenské ministerstvá, zamestnávateľské zväzy a odbory, predstaviteľom z hospodárskej, bankovej a poisťnej oblasti (hlavne analytikom), ale aj vedcom, učiteľom, študentom a mnohým ďalším. On-line prihlášku vyplnilo a na konferenciu sa registrovalo 85 záujemcov. Na akcii sa opäť mohli zúčastniť bez problémov aj záujemcovia z iných častí Slovenska (22,4 %) ako je Bratislava (77,6 %). Účastníci konferencie boli hlavne z oblasti poisťovníctva, bankovníctva, vládnych inštitúcií a kontrolných úradov, ako aj vedy a akadémie.

Programový a organizačný výbor konferencie ďakuje autorom za zaujímavé prezentácie prognóz vývoja ekonomiky SR v čase po skončení pandémie ochorenia COVID-19, v čase trvania vojny na Ukrajine, v čase klimatických zmien, nedostatku pracovných síl v určitých odvetviach na trhu práce v SR a ich možného nahradenia zahraničnými pracovníkmi z tretích krajín a podobne. Ďakujeme všetkým účastníkom za aktívnu účasť a diskusiu.

doc. Ing. Iveta STANKOVIČOVÁ, PhD.
predsedníčka SŠDS
členka programového a organizačného výboru PES 2024

Informácia/Information

19. IAOS-ISI MEXIKO 2024 KONFERENCIA: ZLEPŠENIE ROZHODOVANIA PRE VŠETKÝCH

19TH IAOS-ISI MEXICO 2024 CONFERENCE: IMPROVING DECISION-MAKING FOR ALL

V dňoch 14. – 17. mája 2024 sa v hlavnom meste Mexika konal **19. ročník medzinárodnej štatistickej konferencie**, ktorá bola organizovaná pod záštitou medzinárodnej asociácie pre oficiálnu štatistiku (*International Association of Official Statistics – IAOS*) a medzinárodného štatistického inštitútu (*International Statistical Institute – ISI*). Konferenciu zabezpečoval a hosťoval Národný štatistický a geografický úrad Mexika (*Mexico's National Institute of Statistics and Geography – INEGI*). Hlavná téma konferencie bola: **Zlepšenie rozhodovania pre všetkých** (*Improving Decision-Making for All*).



Zdroj: <https://www.isi-next.org/conferences/iaos-isi-2024/>

Konferencia bola zameraná na úlohu oficiálnej štatistiky ako celospoločenského verejného dobra, na ktorú sa všetci používatelia, či už vo verejnom alebo súkromnom sektore spoliehajú pri svojich rozhodovaniach. Tento tzv. sociálny kontrakt medzi oficiálnou štatistikou a verejnosťou má byť založený na kvalitných dátach a dôveryhodnosti, ktoré sú garantované národnými štatistickými inštitútmi. Avšak v rýchlo sa vyvíjajúcom dátovom ekosystéme, bohatom na nové zdroje údajov a informačné technológie, by sa mali národné štatistické inštitúty spojiť s vedeckou a akademickou komunitou, vrátane súkromného sektora, aby držali krok s inováciami a novými technologickými výdobytkami, ako sú napríklad umelá inteligencia a strojové učenie. Takáto spolupráca pomôže vytvoriť novú spoločenskú zmluvu, ktorá bude založená na vytváraní hodnôt a dôvere s verejnosťou. Hlavný cieľ konferencie bol poskytnúť prostredie, v ktorom môžu verejné, súkromné a vedecké inštitúcie prezentovať celospoločenské problematiky a dilemy a spoločne prísť s nápadmi na tvorbu oficiálnych štatistík, ktoré prispievajú k zlepšeniu rozhodovania na každej úrovni od tvorcov politík až po verejnosť. Na konferencii sa aktívne zúčastnilo 130 prednášajúcich, ktorých témy boli prezentované a diskutované v 49 panelových sedeniach.



Zdroj: fotografie autorov článku

V prvý deň konferencie sa konalo jej otvorenie, po ktorom nasledovala plenárna panelová diskusia. Hlavnými panelovými hosťami boli prezident poľského (ktorý je zároveň prezidentom IAOS 2023-2025) a prezidentky litovského a mexického štatistického úradu. Paneloví diskutujúci vyzdvihli úlohu nezávislej oficiálnej štatistiky ako dôležitú súčasť demokratickej spoločnosti. Tiež zdôraznili dôležitosť inovácií v oficiálnych štatistikách a potrebu transformovať štatistické úrady v rýchlo napredujúcom dátovom ekosystéme tak, aby nestratili dôveryhodnosť verejnosti a publikovali aktuálne a relevantné štatistiky.

V druhý deň konferencie Štatistický úrad SR prvýkrát vo svojej histórii organizoval panelovú diskusiu, ktorá bola ako jediná zložená výlučne z členov ESS čo ocenila aj generálna riaditeľka Eurostatu p. Mariana Kotzeva. Téma panelu bola Výzvy a inovácie v produkcii údajov (*Challenges and Innovations in Data Production*). Na panelovej diskusii sa zúčastnili predsedovia štatistických úradov z Rakúska (*profesor Tobias Thomas*) a Maďarska (*Dr. Áron Kincses*) a zástupca predsedu štatistického úradu z Írska (*Dr. Christopher Sibley*). Za Štatistický úrad SR panelovú diskusiu viedol jeho bývalý predseda Ing. Peter Peťko, MBA a diskutujúcim bol p. Peter Knížat, MSc., ktorý na úrade zastrešuje inovačné projekty a je členom pracovnej skupiny pre inovácie v Eurostate. Hlavným jadrom panelu boli prezentácie, ktoré sa týkali tém na využitie nových zdrojov údajov v oficiálnej a experimentálnej štatistike. Nové zdroje údajov ponúkajú možnosť odhadov nových štatistických produktov a ich rýchlu včasnosť a aktuálnosť, avšak tiež prinášajú so sebou aj niekoľko významných výziev pre štatistické úrady. Medzi najdôležitejšie patrí udržateľnosť a kvalita údajov, ktoré sú mnohokrát zbierané z webových stránok alebo pochádzajú priamo od súkromných vlastníkov týchto zdrojov údajov. Je potrebné, aby štatistické úrady vybudovali komplexnejšiu infraštruktúru pre dátové ekosystémy, ktorá bude zahŕňať spoluprácu so súkromným a vedeckým sektorom. Ďalším dôležitým aspektom je etablovanie nových etických kódexov, ktoré zabezpečia kvalitu a integritu nových zdrojov údajov, vrátane ich udržateľnosti v produkcii oficiálnych štatistík.

V tretí deň konferencie sa Štatistický úrad SR zúčastnil na panelových diskusiách na témy: Geopriestorové údaje pre lepšiu budúcnosť (*Geospatial data for a better future*) a Nové metódy a zdroje údajov v oficiálnych štatistikách (*New Methods and Data Sources for Official Statistics*).



Zdroj: fotografie autorov článku

Prvú panelovú diskusiu viedol Ing. Peter Peťko, MBA. Prezentujúci široko pokryli témy geopriestorových údajov. Prezentovali Mexickú geopriestorovú dátovú kocku, technické výzvy pri jej implementácii, podrobne vysvetlili ich model štatistických

a geopriestorových procesov, popísali integráciu rôznych zdrojov geopriestorových informácií pre zlepšenie analýz a ukázali konkrétne projekty.

Na druhej panelovej diskusii Peter Knížat, MSc. prezentoval výsledky inovačného projektu, ktoré sa týkali využitia diaľničných údajov z mýtného systému na rýchle odhady makroekonomických ukazovateľov. Empirické analýzy ukázali, že tieto údaje môžu byť v budúcnosti využívané na skorý odhad makroekonomických cyklov a na *nowcasting* indexu priemyselnej výroby.

Abstrakty príspevkov sú dostupné na nasledovných webových stránkach (<https://www.isi-next.org/proposals/proposal/563/detail/> <https://www.isi-next.org/conferences/iaos-isi-2024/session-14/>).

Prezentácie si môžu zainteresovaní čitatelia vyžiadať priamo od autora tohto článku.

Peter KNÍŽAT, MSc. (peter.knizat@statistics.sk)
Autor pracuje v Štatistickom úrade SR.

Ing. Peter PEŤKO, MBA
Autor bol v rokoch 2022 – 2024 predsedom Štatistického úradu SR.

Informácia/Information

53. KONFERENCIA ČESKEJ DEMOGRAFICKEJ SPOLOČNOSTI

53RD CONFERENCE OF THE CZECH DEMOGRAPHIC SOCIETY

53. konferencia Českej demografickej spoločnosti organizovaná v spolupráci s Českým štatistickým úradom sa uskutočnila v Olomouci 22. až 24. mája 2024. Podujatie, ktoré sa konalo v priestoroch Magistrátu mesta Olomouc, zhromaždilo vedúcich odborníkov, výskumníkov a odborníkov v oblasti demografie, štatistiky, geografie a sociológie.



Zdroj: <https://www.czechdemography.cz/galerie/53-konference-cds-v-olomouci-jednani/>

Diskusie a prednášky sa venovali širokej škále tém, vrátane migrácie, reprodukčnej, zdravotnej politiky, starnutia populácie a demografických vplyvov na ekonomiku a sociálny sektor.

Konferenciu otvorili predseda Českej demografickej spoločnosti doc. RNDr. Luděk Šídlo, Ph.D., primátor mesta Olomouc Mgr. Miroslav Žbánek, MPA a místopredseda Českého štatistického úradu doc. Ing. Jaroslav Sixta, Ph.D., ktorý zdôraznil význam demografických štúdií pre tvorbu efektívnych politík a opatrení v oblasti sociálnej politiky a hospodárskeho rozvoja.

Prvá sekcia si pripomenula **šesťdesiate výročie založenia Československej demografickej spoločnosti** prednáškami o **historických ale aj súčasných trendoch demografickej štatistiky v Česku a na Slovensku**. V tejto sekcii vystúpili aj zástupcovia Štatistického úradu SR s prednáškou na tému: **Modernizácia demografickej štatistiky na Slovensku**.

Prezentácia ukázala, ako sa údaje pre demografickú štatistiku získavajú zo štatistických zisťovaní o prirodzenom a migračnom pohybe obyvateľstva. Autori kládli zvláštny dôraz na proces digitalizácie zberu údajov o narodených a zomretých, ktorý prináša výhody v podobe zníženia nákladov a zjednodušenia procesov.



Zdroj: <https://www.czechdemography.cz/galerie/53-konference-cds-v-olomouci-jednani/>

V **d ďalšej sekcii** odznali príspevky na tému **aktuálnych trendov demografického vývoja**, ktoré opísali aktuálny vývoj plodnosti, pôrodnosti a vplyv cudzincov na ich vývoj v Česku. Deň sa ukončil zaujímavou sekciovou, ktorá zúčastneným priblížila **súčasnú českú rodinu**. Príspevky zachytili **vývoj nezosobášených spolužití** medzi rokmi 2005 – 2022, ako aj to, aké vzdelanostné skupiny tieto vzťahy vyhľadávajú.

Priblížili aj problematiku **rôznych postojov ku genderovým a rodinným rolám** a poukázali na posun v **reprodukčnom správaní žien** v rôznych vekových skupinách.

Druhý deň konferencie sa zamerával na **problematiku úmrtnosti a chorobnosti populácie v Českej republike** v porovnaní s inými krajinami, ale aj na **spravodlivé zvyšovanie dôchodkového veku** v súvislosti s pripravovanou dôchodkovou reformou. Nasledovala **posterová sekcia**, v ktorej vystúpili doktorandi z Karlovej univerzity, Mendelovej univerzity a z Univerzity v Zürichu. Témy posterov boli veľmi rôznorodé od **anonymizácie demografických údajov cez demografické témy, dostupnosť zdravotnej starostlivosti, sociálnych služieb či sledovanie reálnej populácie v územnom plánovaní**.

V **poslednej sekcii** boli zahrnuté témy zaoberajúce sa **dátami, databázami a prezentáciami dát**. V tejto sekcii vystúpili aj zástupcovia Štatistického úradu SR s prezentáciou na tému: **Štatistický register budov, domov a bytov**. Zameriavali sa na vznik registra, ktorý je budovaný ako informačný systém pre elektronické uchovávanie údajov o všetkých budovách, domoch a bytoch v SR. Register poskytuje aktuálne dáta potrebné pre štátnu a verejnú správu, a zároveň zjednodušuje proces získavania a spracovania údajov.



Zdroj:
[https://www.czechdemogr
aphy.cz/galerie/53-
konference-cds-v-](https://www.czechdemography.cz/galerie/53-konference-cds-v-)

Posledný deň konferencie bol venovaný **historickému demografickému výskumu a sociálnej mobilite elít**. V **prvej sekcii** sa príspevky orientovali najmä na **historický výskum štátnych úradníkov z pohľadu veku pri sobáši či poradia pri narodení**.

Záverečná sekcia na konferencii patrila **demografickému výskumu v širších súvislostiach**. Príspevky sa venovali **demografickej revolúcii v štátoch afrického kontinentu**, aktuálnej téme **nedostatku miest v predškolských zariadeniach a budúceho vývoju počtu detí**, ktoré budú navštevovať takýto typ zariadenia. V roku 2019 sa realizovalo **sčítanie osôb bez domova v Česku**, ktoré bližšie predstavil odborník z Výskumného ústavu práce a sociálnych vecí. V sekcii vystúpili aj ďalší odborníci zo Slovenska, konkrétne sa zaoberali **vplyvom demografických aspektov na pokles nezamestnanosti v okresoch Slovenska** v priebehu posledných dvadsiatich rokov a **vplyvom zavedenia tehotenského príspevku na pôrody a interrupcie na Slovensku**. Zaujímavým príspevkom bolo **porovnanie úmrtnosti populácie olympionikov** podľa kohorty narodenia, pohlavia, výkonnostnej úrovne a veku pri debute na olympiáde. Posledný príspevok načrtoval **odhad generačnej plodnosti na základe transverzálnych dát**.

Konferencia bola úspešnou platformou na výmenu poznatkov, diskusiu a nadviazanie nových kontaktov v oblasti demografie a súvisiacich disciplín.

Všetky príspevky z konferencie sú dostupné online na stránke Českej demografickej spoločnosti <https://www.czechdemography.cz/akce/konference/konference-cds-2024/prispevky-z-konference/>.

**Mgr. Lucia VANIŠOVÁ, Mgr. Patrícia GUROVÁ,
Ing. Veronika KRIŠKOVÁ, Mgr. Martin KOČIŠ**

Autori pracujú v sekcii sociálnych štatistík a demografie Štatistického úradu SR.

Informácia/Information

11. EURÓPSKA KONFERENCIA O KVALITE V OFICIÁLNYCH ŠTATISTIKÁCH

11TH EUROPEAN CONFERENCE ON QUALITY IN OFFICIAL STATISTICS

V dňoch 4. – 7. júna 2024 sa v meste Estoril v Portugalsku pod záštitou Eurostatu konal **11. ročník Európskej konferencie o kvalite v oficiálnych štatistikách**. Konferenciu zabezpečoval a hosťoval Národný štatistický úrad Portugalska.



EUROPEAN CONFERENCE ON
QUALITY IN OFFICIAL STATISTICS
2024 ESTORIL - PORTUGAL

Zdroj: <https://www.q2024.pt/>

Konferencia bola zameraná na úlohu zlepšenia kvality oficiálnych štatistík a jej hlavným cieľom bolo podporiť dialóg medzi tvorcami oficiálnych štatistík a spoluprácu medzi štatistickými úradmi a vedeckou komunitou. Podujatie zdôraznilo, že oficiálna štatistika je jedným z hlavných pilierov demokratického systému, nevyhnutným na podporu rozhodovacích procesov v štátnych politikách. Komunikácia s verejnosťou má byť založená na dôvere, ktorú je potrebné vybudovať zvyšovaním štatistickej gramotnosti v spoločnosti. Taktiež je dôležité zintenzívniť komunikáciu oficiálnej štatistiky v kontexte rýchlo sa meniacich komunikačných kanálov, napríklad cez sociálne siete a rôzne médiá, a tak zabrániť šíreniu dezinformácií.

Hlavnými témami konferencie boli nové zdroje údajov, ktoré môžu slúžiť na skoré odhady ekonomických alebo sociálnych ukazovateľov. Niekoľko panelových diskusií bolo venovaných analýzám geopriestorových údajov zo satelitov alebo systémov GPS. Ďalším potencionálnym zdrojom pre nové oficiálne alebo experimentálne štatistiky sú údaje od mobilných operátorov, ktoré sa automaticky generujú lokalizovaním mobilných zariadení. Tieto údaje môžu slúžiť ako doplnujúce štatistiky pri sčítaní obyvateľstva alebo pri analýzach pohybu obyvateľstva. Podujatie vytvorilo prostredie na diskusiu o ďalších odborných témach, ktoré sa týkali využívania strojového učenia alebo umelej inteligencie v oficiálnych štatistikách. Na konferencii sa aktívne zúčastnilo viac ako 150 prednášajúcich, ktorých témy boli prezentované a diskutovalo sa o nich v 40 panelových sedeniach.

V prvý deň prebiehali odborné školenia, ktoré sa týkali manažmentu kvality, dátovej vedy, integrácie administratívnych a súkromných zdrojov údajov a umelej inteligencie.

V druhý deň konferencie bolo jej slávnostné otvorenie, pri ktorom mali príhovory predsedníčka Eurostatu Mariana Kotzeva, predseda štatistického úradu Portugalska Francisco Lima a minister Predsedníctva Rady ministrov António Leitão Amaro. Plenárna prednáška nasledujúca po otvorení bola na tému Oficiálna štatistika ako pilier demokracie. Paneloví diskutujúci podotkli, že oficiálnej štatistike sa vo verejnej komunikácii nevenuje veľká pozornosť, napriek tomu, že môže mať ďalekosiahle dôsledky na tvorbu politiky vlád. Preto je potrebné zlepšiť komunikáciu s verejnosťou prostredníctvom rôznych médií a sociálnych sietí. Nasledovali panelové sekcie, ktoré zahŕňali prezentácie na témy experimentálna štatistika, riadenie a vyhodnocovanie

kvality administratívnych a nových zdrojov údajov, ako aj ich integráciu a spájanie, z hľadiska štatistiky.

V tretí deň Štatistický úrad SR prezentoval témy zaradené do panelových diskusií: Veľké zdroje údajov (*Big data*) a Koordinácia (*Coordination*). Petra Mazureková prezentovala využívanie scanner údajov vo výpočte indexu spotrebiteľských cien. Výsledky empirických analýz ukázali potrebu zlepšiť procesy a informačné systémy tak, aby sa zvýšila kvalita vstupných údajov. Albert Ivančík odprezentoval koordináciu a riadenie národného štatistického systému v podmienkach SR. Súčasťou prezentácie bolo vyhodnotenie vybraných koordinačných nástrojov. V ďalších panelových diskusiách sa rozoberala nová téma tzv. *smart surveys*, ktoré spájajú tradičný zber údajov s údajmi zberanými prostredníctvom inteligentných osobných zariadení, napr. smartfónov.



Zdroj: fotografia autorov článku

V posledný deň konferencie sa hlavní diskutujúci v plenárnom paneli venovali témam udržateľnosti kvality a integrity údajov s pribúdajúcimi novými digitálnymi zdrojmi údajov a nástupom využívania strojového učenia a umelej inteligencie. Zdôraznili dôležitosť partnerstva s akademickým prostredím, ktoré povedie k zlepšeniu komunikácie a zvýšeniu štatistickej gramotnosti verejnosti. Taktiež vyzdvihli význam nezávislosti a nezasahovania politikov do tvorby oficiálnych štatistík a zdôraznili dôležitosť a relevantnosť oficiálnych štatistík pri tvorbe politiky a rozhodovaní. Osobitnými témami bola otázka komunikácie pri šírení produktov s využitím moderných vizualizačných nástrojov, ako aj komunikácia kvality v oficiálnej štatistike.

Abstrakty príspevkov a detailné informácie o konferencii sú dostupné na webovej stránke (<https://www.q2024.pt/>).

Na konferencii sa zúčastnili zástupcovia Štatistického úradu SR: generálna riaditeľka sekcie všeobecnej metodiky, registrov a koordinácie národného štatistického systému Helena Glaser-Opitzová a zástupcovia tejto sekcie Petra Mazureková, Albert Ivančík a Peter Knížat, generálna riaditeľka sekcie sociálnych štatistík a demografie Ľudmila Ivančíková a Ivan Moncol, riaditeľ odboru stratégie a integrovaného manažérskeho systému.

Ing. Helena GLASER-OPITZOVÁ
PhDr. Ľudmila IVANČÍKOVÁ, PhD.
Bc. Albert IVANČÍK
RNDr. Petra MAZUREKOVÁ, PhD.
Ing. Ivan MONCOL
Peter KNÍŽAT, MSc.
Autori pracujú v Štatistickom úrade SR.

PRIPRAVUJEME/COMING SOON

Branislav Šprocha

VZDELANIE, EKONOMICKÁ AKTIVITA A ZDRAVOTNÝ STAV OSÔB
V MARGINALIZOVANÝCH RÓMSKYCH KOMUNITÁCH NA SLOVENSKU PODĽA
VÝSLEDKOV ZISŤOVANIA EU-SILC MRK 2020

EDUCATION, ECONOMIC ACTIVITY AND HEALTH STATUS OF PERSONS IN
MARGINALIZED ROMA COMMUNITIES IN SLOVAKIA ACCORDING TO THE
RESULTS OF THE EU-SILC MRC 2020 SURVEY

Roman PAVELKA

IMPUTACE CHYBĚJÍCÍCH DAT POMOCÍ BAYESOVSKÉHO MODELOVÁNÍ
MISSING DATA IMPUTATION USING BAYESIAN DATA MODELLING

* * *

**ONLINE VERZIA ČÍSLA 3/2024 SLOVENSKEJ ŠTATISTIKY A DEMOGRAFIE JE
VEREJNE DOSTUPNÁ** na internetovej stránke slovak.statistics.sk a ssad.statistics.sk
od 15. JÚLA 2024.

**THE ONLINE VERSION OF THE JOURNAL SLOVAK STATISTICS AND
DEMOGRAPHY No 3 (2024) IS PUBLICLY BE AVAILABLE** at the website
slovak.statistics.sk and ssad.statistics.sk from **JULY 15, 2024.**

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 poskytnite 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 nájdú autori na ssad.statistics.sk.

Rozsah vedeckých článkov je okolo 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.

Scope of a scientific article is about 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.

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 súčasť demografickej štatistiky.

Vydáva:

Štatistický úrad Slovenskej republiky
Slovenská štatistická a demografická spoločnosť

Identifikačné čísla vydavateľov:

IČO 00166197 / 00178764

Vychádza:

Štyrikrát ročne

Dátum vydania:

15. júl 2024

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

Evidenčné číslo/Evidence number 272/08

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 Slovak Republic
Slovak Statistical and Demographic Society

Companies registration numbers:

00166197 / 00178764

Published:

Four times a year

Date of issue:

15th July 2024

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