

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

4/2025
ročník 35



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.

Redakčná rada/Editorial Board

Ľudmila Ivančíková

(predsedníčka/chairwoman)

Štatistický úrad SR/Statistical Office of the SR

Martin Boďa

Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici

Matej Bel University in Banská Bystrica

Univerzita Jana Evangelisty Purkyně v Ústí nad Labem

Jan Evangelista Purkyně University in Ústí nad Labem

Helena Glaser-Opitzová

Štatistický úrad SR/Statistical Office of the SR

Peter Knížat

Štatistický úrad SR/Statistical Office of the SR

Tomáš Kučera

Univerzita Karlova/Charles University

Karol Macháček

Národná banka Slovenska/National Bank of Slovakia

Iveta Stankovičová

Slovenská štatistická a demografická spoločnosť

Slovak Statistical and Demographic Society

Gábor Szűcs

Univerzita Komenského v Bratislave

Comenius University in Bratislava

Erik Šoltés

Univerzita Komenského v Bratislave

Comenius University in Bratislava

Branislav Šprocha

INFOSTAT – Výskumné demografické centrum

INFOSTAT – Demographic Research Centre

Centrum spoločenských a psychologických vied SAV

Centre of Social and Psychological Sciences SAS

Univerzita Komenského v Bratislave

Comenius University in Bratislava

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.

Boris Vaňo

INFOSTAT – Výskumné demografické centrum

INFOSTAT – Demographic Research Centre

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

Časopis prešiel jazykovou korektúrou.

The journal has undergone language proofreading.

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](mailto:ssad@statistics.sk)

ssad.statistics.sk

www.statistics.sk

OBSAH/CONTENTS

I. VEDECKÉ ČLÁNKY/SCIENTIFIC ARTICLES

- Tatiana REŠOVSKÁ, Erik ŠOLTÉS** **3**
DOPAD KRÍZ NA PRAVDEPODOBNOŠŤ ZÁVAŽNEJ MATERIÁLNEJ
A SOCIÁLNEJ DEPRIVÁCIE NA SLOVENSKU A V ČESKU:
POROVNANIE ROKOV 2019 A 2023
THE IMPACT OF CRISES ON THE PROBABILITY OF SEVERE MATERIAL
AND SOCIAL DEPRIVATION IN SLOVAKIA AND CZECHIA:
A COMPARISON OF 2019 AND 2023
- Oksana SYTNYK, Mariana POVAŽANOVÁ, Martin BOĎA** **25**
SYSTEMATICKY FUNKČNÁ TEMPORÁLNA VARIANCIA OKUNOVHO
ZÁKONA V POBALTSKÝCH ŠTÁTOCH
SYSTEMATIC FUNCTIONAL TEMPORAL VARIANCE OF OKUN'S LAW
IN THE BALTIC STATES

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

- Roman PAVELKA** **52**
PARAMETRIZACE MODELU A MODELOVÁNÍ LINEÁRNÍCH HYPOTÉZ
VYUŽITÍM SYSTÉMU SAS
A MODEL PARAMETRISATION AND MODELLING OF LINEAR
HYPOTHESES USING SAS
Informatívny článok/Informative article
- Mária VOJTKOVÁ** **68**
EUROPEAN MASTER IN OFFICIAL STATISTICS NA FAKULTE
HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY EKONOMICKEJ UNIVERZITY
V BRATISLAVE
EUROPEAN MASTER IN OFFICIAL STATISTICS AT THE FACULTY
OF ECONOMIC INFORMATICS IN BRATISLAVA UNIVERSITY
OF ECONOMICS AND BUSINESS
Informácia/Information
- Ľudmila IVANČÍKOVÁ** **71**
KONFERENCIA EURÓPSKYCH ŠTATISTIKOV (CES) A ZASADNUTIE
ŠTATISTICKÉHO VÝBORU OECD
CONFERENCE OF EUROPEAN STATISTICIANS (CES) AND MEETING
OF THE OECD STATISTICAL COMMITTEE
Informácia/Information

Ľudmila IVANČÍKOVÁ

73

ETIKA A OFICIÁLNA ŠTATISTIKA
ETHICS AND OFFICIAL STATISTICS
Informácia/Information

Martin BOĎA

76

SLOVENSKÁ ŠTATISTICKÁ A DEMOGRAFICKÁ SPOLOČNOSŤ
PRIJALA ETICKÝ KÓDEX PRE ŠTATISTICKÚ PRAX V EURÓPE
OD FENSTATS-U/ISI PRE ŠTATISTICKÚ PRAX NA SLOVENSKU
THE SLOVAK STATISTICAL AND DEMOGRAPHIC SOCIETY ADOPTED
THE CODE OF ETHICS FOR STATISTICAL PRACTICE IN EUROPE
FROM FENSTATS/ISI FOR STATISTICAL PRACTICE IN SLOVAKIA
Informácia/Information

Tatiana REŠOVSKÁ, Erik ŠOLTÉS

Fakulta hospodárskej informatiky, Ekonomická univerzita v Bratislave

**DOPAD KRÍZ NA PRAVDEPODOBNOŠŤ ZÁVAŽNEJ MATERIÁLNEJ
A SOCIÁLNEJ DEPRIVÁCIE NA SLOVENSKU A V ČESKU:
POROVNANIE ROKOV 2019 A 2023**

**THE IMPACT OF CRISES ON THE PROBABILITY OF SEVERE MATERIAL
AND SOCIAL DEPRIVATION IN SLOVAKIA AND CZECHIA:
A COMPARISON OF 2019 AND 2023**

ABSTRAKT

Cieľom článku je analyzovať pravdepodobnosť žitia v závažne materiálne a sociálne deprivovanej (SMSD) domácnosti na Slovensku a v Česku v rokoch 2019 a 2023. Na základe databáz EU-SILC sú odhadnuté 4 logitové modely, a to osobitne pre obe uvedené krajiny a za uvedené 2 roky. Priestorové porovnania pravdepodobností SMSD v rôznych skupinách osôb odhalili významné rozdiely v riziku SMSD medzi Slovenskom a Českom. Časové porovnania medzi rokom 2019 a 2023 zasa odkryli zmeny, ktoré nastali v uvedených krajinách počas polykrízového obdobia. Článok potvrdzuje, že súbeh viacerých nepriaznivých faktorov má nepriaznivý synergický efekt na predmetnú pravdepodobnosť. Kvantifikácia zmien v pravdepodobnostiach SMSD má dôležité dôsledky pre rozvoj cieľenej sociálnej politiky.

ABSTRACT

The aim of the article is to analyze the probability of living in a severely materially and socially deprived (SMSD) household in Slovakia and Czechia in 2019 and 2023. Based on the EU-SILC databases, 4 logit models are estimated, separately for the 2 countries and the 2 years mentioned. Spatial comparisons of SMSD probabilities for different groups of people revealed significant divergences in SMSD risks between Slovakia and Czechia. Temporal comparisons between 2019 and 2023 uncovered changes in the mentioned countries during the polycrisis period. The article confirms that the confluence of several adverse factors has an adverse synergistic effect on the probability in question. Quantifying changes in SMSD probabilities has important consequences for the development of targeted social policy.

KLÚČOVÉ SLOVÁ

závažná materiálna a sociálna deprivácia, binomický logitový model, marginálne stredné hodnoty, odhad pravdepodobnosti, polykríza

KEY WORDS

severe material and social deprivation, binomial logit model, marginal means, estimation of probability, polycrisis

1. ÚVOD

Zisťovanie výskytu závažnej materiálnej a sociálnej deprivácie (ďalej aj SMSD z angl. Severe material and social deprivation) spolu so zisťovaním výskytu príjmovej chudoby a veľmi nízkej intenzity práce tvorí základ strategického rozhodovania EÚ v oblasti sociálnej politiky. SMSD je teda dôležitou dimenziou chudoby a sociálneho vylúčenia, ktorá sa monitoruje v rámci stratégií, akými sú Európa 2030 (European Commission, 2022a) alebo Agenda 2030 (cieľ 1 No poverty; (United Nations, 2024)).

Mnohé štúdie sa pri hodnotení životnej úrovne domácností primárne zameriavajú na ich príjmy. Nízky príjem však nie je jediným atribútom chudoby. Kým príjmová chudoba hovorí o tom, kto má nízky príjem, SMSD sa zameriava na to, čo si ľudia za daný príjem (alebo jeho nedostatok) v skutočnosti nemôžu dovoliť. Ide teda o nedobrovoľné vylúčenie z bežného životného štandardu. Treba povedať, že viacerí odborníci sa zhodujú, že SMSD je lepším indikátorom sociálneho vylúčenia ako samotný príjem, keďže nie všetci ľudia s nízkym príjmom žijú v zlej materiálnej situácii (napr. vďaka majetku, úsporám). Kritický postoj k vnímaniu chudoby len cez príjem mal aj Amartya Sen, ktorý v roku 1998 získal Nobelovu cenu za ekonomické vedy za svoj príspevok k ekonómii blahobytu. Sen bol podobne ako Townsend (1979) zástancom multidimenzionálneho prístupu. Podľa Sena (1999) chudobu treba vnímať ako zbavenie základných schopností, a nielen ako nízke príjmy. Townsend zaviedol pojem „relatívna deprivácia“, ktorý sa neskôr stal základom európskych ukazovateľov materiálnej deprivácie (Guio et al., 2012).

Miera SMSD sa v súčasnosti v krajinách EÚ a EFTA používa na meranie nepeňažnej chudoby a je definovaná ako podiel populácie, ktorá čelí vynútenému nedostatku aspoň 7 z 13 položiek deprivácie (Eurostat, 2024a). Tieto položky sa sledujú v rámci zisťovania EU-SILC (EU statistics on income and living conditions). Miera SMSD je mierou absolútnej chudoby, pretože neporovnáva chudobu vo vzťahu k iným domácnostiam v danej krajine, čo umožňuje lepšiu porovnateľnosť životných podmienok medzi krajinami.

V roku 2023 Slovensko zaznamenalo mieru SMSD na úrovni 7,0 %, čo bola hodnota tesne nad priemerom EÚ (6,8 %) a zároveň 6. najvyššia hodnota z krajín EÚ. Podľa Vlačuhu a Kubalu (2024) v roku 2023 vzrástla miera SMSD medziročne o 0,7 p. b. V porovnaní s rokom 2019, čo je referenčný rok v našich analýzach, miera SMSD v roku 2023 vzrástla o 1,1 p. b., zatiaľ čo v EÚ to bol nárast o 0,1 p. b. Rok 2023 je prvým rokom od roku 2019, keď Slovensko zaznamenalo vyššiu mieru SMSD ako EÚ, aj keď len o 0,2 p. b. Podľa aktuálne zverejnených údajov sa však v roku 2024 tento rozdiel zvýšil v neprospech Slovenska už na 1,2 p. b. Navyše v období 2019 – 2023 sa z hľadiska výskytu SMSD znížil rozdiel medzi Slovenskom a krajinami, ktoré dlhodobo vykazujú vysokú mieru SMSD, akými sú Rumunsko, Bulharsko, Grécko a Maďarsko. Aj tento fakt ukazuje, že boju proti SMSD musí Slovensko venovať zvýšenú pozornosť. V roku 2023 Česko eviduje 6. najnižšiu mieru SMSD (2,7 %) z krajín EÚ. V porovnaní s rokom 2019 síce vzrástla o 0,6 p. b., avšak ČR mala v oboch sledovaných rokoch výrazne nižšiu mieru SMSD ako SR.

Lafortune et al. (2024) poukazujú na stagnáciu EÚ a dokonca zvrät v oblasti dosahovania sociálnych cieľov trvalo udržateľného rozvoja, a to hlavne z dôvodu rastúcej chudoby a materiálnej deprivácie, čo je aspoň čiastočne spôsobené viacerými krízami od roku 2020. To, že pandémia ochorenia COVID-19, vysoká inflácia a ruská vojenská agresia proti Ukrajine negatívne ovplyvňujú sociálnu situáciu, potvrdzuje aj Eurostat (2024b). Podľa Mahlera et al. (2022) polykríza (teda kombinované krízy) povedie k zvyšovaniu extrémnej chudoby v porovnaní s obdobím pred pandémiou.

Uvedené skutočnosti nás motivovali analyzovať, aký dopad na výskyt SMSD v SR a ČR mali krízy, ktorým Európa čelila (a prípadne stále čelí) po roku 2019. Na tento účel sme sa zamerali na odhad pravdepodobnosti SMSD v rôznych skupinách osôb v roku 2019 a 2023. Cieľom článku je identifikovať najdôležitejšie socioekonomické

a sociodemografické faktory ovplyvňujúce pravdepodobnosť SMSD v SR a ČR a posúdiť ich čistý vplyv (pri fixovaní vplyvu ostatných relevantných faktorov) na SMSD v týchto krajinách v rokoch 2019 a 2023. Prostredníctvom naplnenia tohto cieľa sme v článku identifikovali najzraniteľnejšie skupiny osôb z hľadiska SMSD a za posudzované obdobie sme kvantifikovali zmeny v pravdepodobnosti SMSD. Článok odhaľuje aj to, aký vplyv na hrozbu SMSD má súbeh viacerých nepriaznivých faktorov.

2. POUŽITÉ DÁTA A METÓDY

Naša analýza porovnáva SMSD v rokoch 2019 a 2023 v SR a ČR. Rok 2019 je rokom pred radom udalostí (pandémia COVID-19, ruská invázia na Ukrajinu, energetická kríza a inflácia), ktoré negatívne ovplyvnili sociálnu situáciu v Európe vrátane Slovenska a Česka. Predpokladáme, že v roku 2023 sa už naplno prejavil nepriaznivý efekt týchto udalostí, a to predovšetkým v dôsledku inflácie, ktorá vrcholila na prelome rokov 2022 a 2023. Analýzy prezentované v článku vychádzajú zo zisťovaní EU-SILC 2019 a 2023. V čase, keď sa analýzy realizovali, nám Štatistický úrad SR a Český štatistický úrad poskytli ako najaktuálnejšie dáta EU-SILC za rok 2023, čo taktiež determinovalo časové vymedzenie nášho výskumu. Štatistickou jednotkou bola osoba, ktorej sa okrem jej charakteristík priradili aj údaje o domácnosti, v ktorej táto osoba v referenčnom období žila. Výsledky prezentované za Slovensko vychádzajú z údajov od 12 719 osôb v roku 2019 a 13 647 osôb v roku 2023. Za Česko sme disponovali údajmi od 16 127 osôb v roku 2019 a 17 844 osôb v roku 2023.

Definícia cieľovej premennej SMSD je daná metodológiou používanou Eurostatom (pozri Eurostat, 2025) na monitorovanie vynúteného nedostatku nevyhnutných a žiaducich položiek na vedenie primeraného života. Osobe, ktorá v referenčnom roku žila v SMSD domácnosti, bola priradená hodnota yes, inak no.

Článok analyzuje SMSD v rokoch 2019 a 2023 použitím binomických logitových modelov s vysvetľujúcimi premennými vzťahujúcimi sa na osobu:

- EAS (RB211 – samodefinovaný status hlavnej ekonomickej aktivity),
- Education (PE041 – najvyššie dosiahnuté vzdelanie),
- Health (PH010 – subjektívne hodnotené všeobecné zdravie),
- Marital status (PB190 – rodinný stav),
- Age (RX010 – vek na konci príjmového referenčného obdobia),
- Gender (RB090 – pohlavie)

a s vysvetľujúcimi premennými, ktoré charakterizujú domácnosť:

- HT / Household Type (HX060 – typ domácnosti),
- Urbanisation (DB100 – stupeň urbanizácie).

Tabuľka č. 1: Vysvetľujúce premenné a ich početnosť v rokoch 2019 a 2023

Faktor	Kategória	2019		2023	
		SR	ČR	SR	ČR
RB211 EAS	Disabled	1 878	1 844	484	28
	Other	-	-	948	2 699
	Person in HH	-	-	65	504
	Retired	3 945	5 671	4 174	6 237
	Student	-	-	1 940	933
	Unemployed	526	241	396	263
	At work/Employed	6 370	8 371	5 640	7 180
PE041 Edu- cation	ISCED_0-2	2 004	2 050	1 584	1 863
	ISCED_3-4	8 312	11 179	7 659	10 346
	ISCED_5+	2 403	2 898	2 605	2 971
PH010 Health	Bad	1 969	1 357	1 927	1 785
	Fair	3 097	3 683	3 005	4 460
	Good	7 629	6 381	6 902	8 935
PB190 Marital Status	Divorced	1 023	1 885	1 046	1 945
	Unmarried	3 759	3 785	3 248	3 472
	Widowed	1 264	1 740	1 260	1 776
	Married	6 673	8 717	6 294	7 987
RX010 Age ¹⁾	do 30	2 494	2 406	1 728	1 869
	30 – 40	1 783	2 217	1 406	1 779
	40 – 50	2 035	2 548	1 892	2 395
	50 – 60	2 151	2 432	1 978	2 355
	60 – 70	2 497	3 257	2 517	2 782
	70+	1 759	3 267	2 327	4 000
RB090 Gender	Male	5 803	7 542	6 262	8 350
	Female	6 916	8 585	7 385	9 494
HX060 - HT ²⁾	1A_0Ch	1 340	2 881	1 640	3 131
	1A_1+Ch	248	487	408	939
	2A(65+)_0Ch	1 984	3 598	2 358	3 622
	2A_0Ch	1 548	2 234	1 492	2 056
	2A_1Ch	961	1 539	1 323	1 767
	2A_2Ch	1 093	1 968	1 748	3 128
	2A_3+Ch	340	545	755	912
	Other_0Ch	2 768	1 794	2 024	1 338
	Other_1+Ch	2 437	1 081	1 899	951
DB100 Urban- sation	Rural	5 220	6 297	5 744	6 590
	Town	4 574	5 398	4 812	5 926
	City	2 925	4 432	3 091	5 328

Poznámky:

1. Premenná Age je kategoriálna premenná, ktorá vznikla z premennej RX010.
2. V označení xA_yCh číslo x určuje počet dospelých osôb (Adult) v domácnosti a číslo y určuje počet závislých detí (Children) v domácnosti; 2A(65+)_0Ch je domácnosť 2 dospelých osôb bez závislých detí, pričom aspoň jedna je vo veku 65 rokov a viac.

Zdroj: vlastné spracovanie v SAS EG na základe databáz EU-SILC 2019 a 2023

Definíciu uvedených nemodifikovaných vysvetľujúcich premenných nájde čitateľ v European Commission (2022b). Kategórie týchto premenných, ktoré sme použili v našich analýzach, a ich početnosti sú uvedené v tabuľke č. 1. Poznamenajme, že v roku 2019 boli sledované 4 statusy ekonomickej aktivity, zatiaľ čo v roku 2023 ich bolo 7. Pri niektorých premenných chýbali hodnoty za niektoré štatistické jednotky.

V článku analyzujeme pravdepodobnosť SMSD pomocou logistickej regresie. Ide o veľmi obľúbenú metódu, ktorú používajú mnohí autori zaoberajúci sa podobnou problematikou, ako napríklad Dudek a Szczesny (2021), Fabrizi et al. (2023), Tøge a Bell (2016) a Verbunt a Guio (2019). Na rozdiel od ich prác je tento článok založený na analýze marginálnych stredných hodnôt a kontrastnej analýze, ktoré vychádzajú z logitového modelu. Tieto metódy a postupy umožnili hlbšiu analýzu rozdielov v pravdepodobnostiach SMSD medzi rôznymi kategóriami relevantných faktorov.

Prezentované výsledky výskumu sú založené na binomických logitových modeloch, ktoré sa riadia predpisom

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

kde β_j sú neznáme parametre modelu, ktoré sa odhadujú iteratívnou metódou maximálnej vierohodnosti (Allison, 2012). V našom prípade p_i predstavuje pravdepodobnosť, že osoba s i -tým profilom bude žiť v závažne materiálne a sociálne deprivovanej domácnosti (ďalej len „pravdepodobnosť SMSD“). Logistická regresia spadá do širšej triedy zovšeobecnených lineárnych modelov (GzLM, pozri Agresti, 2015), na ktoré možno nadviazať analýzu marginálnych stredných hodnôt, podobne ako v prípade všeobecných lineárnych modelov (pozri Pavelka, 2025).

Analýza marginálnych stredných hodnôt (známych aj ako LS Means – Least Squares Means) nám poslúžila na hlbšiu analýzu vplyvu kategoriálnych vysvetľujúcich faktorov na cieľovú premennú. Realizovali sme ju v procedúre PROC LOGISTIC prostredníctvom príkazu LSMEANS (SAS Institute Inc., 2020), ktorý má svoju obdobu aj v iných softvéroch, napr. v prostredí R je to balík lsmeans (Lenth, 2016). Odhady marginálnych stredných hodnôt vychádzajú z odhadnutého modelu a na rozdiel od klasických priemerov neignorujú štruktúru údajov a eliminujú riziko vzniku Simpsonovho paradoxu, o ktorom píše napr. Pearl (2022). Podrobnejšie informácie o odhadoch marginálnych stredných hodnôt a ich výhodách oproti klasickým priemerom poskytuje Goodnight a Harvey (1997) alebo Suzuki et al. (2019).

Na odhad pravdepodobností SMSD sme využili kontrastnú analýzu (pozri Searle & Gruber, 2017; Schad et al., 2020), a to prostredníctvom príkazu CONTRAST v rámci procedúry PROC LOGISTIC v softvéri SAS (pozri Littell et al., 2010; SAS Institute Inc., 2020). Bodové odhady pravdepodobností vychádzajúce z logistického modelu (1) sú dané rovnicou

$$\hat{p}_i = \frac{1}{1 + \exp(-\hat{\eta}_i)} \quad (2)$$

a hranice $100 \cdot (1 - \alpha)\%$ intervalu spoľahlivosti sa vypočítajú podľa predpisu

$$\frac{1}{1 + \exp\left(-\hat{\eta}_i \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \hat{\sigma}(\hat{\eta}_i)\right)} \quad (3)$$

kde $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ je kvantil normovaného normálneho rozdelenia a $\hat{\sigma}(\hat{\eta}_i)$ je štandardná chyba odhadu $\hat{\eta}_i$ (SAS Institute Inc., 2020). Na vizualizáciu odhadnutých pravdepodobností sme použili príkaz EFFECTPLOT (SAS Institute Inc., 2020; Pavelka, 2025).

3. VÝSLEDKY

3.1. VÝBER REGRESOROV A KVALITA LOGITOVÝCH MODELOV

Na výber vysvetľujúcich premenných z množiny uvažovaných faktorov uvedených v tabuľke č. 1 sme použili metódu krokovej regresie (Woldridge, 2019). Na zvolenej hladine významnosti 0,05 boli do logitových modelov pre Slovensko a Česko v rokoch 2019 a 2023 zaradené faktory uvedené v tabuľke č. 2. Do všetkých 4 modelov boli zaradené premenné status ekonomickej aktivity, najvyššie dosiahnuté vzdelanie, všeobecné zdravie a rodinný stav osoby, ako aj typ domácnosti, v ktorej osoba žije. Menší vplyv mal faktor vyjadrujúci vek osoby a stupeň urbanizácie územia, kde osoba žije. Vplyv týchto faktorov sa dokonca v niektorých prípadoch nepreukázal.

Tabuľka č. 2: Výber regresorov metódou krokovej regresie a overenie štatistickej významnosti vplyvu faktorov na pravdepodobnosť SMSD v SR a ČR v rokoch 2019 a 2023

Type 3 Analysis of Effects					
Effect	DF	SR		ČR	
		2019	2023	2019	2023
		Wald Chi-Square (p-value)	Wald Chi-Square (p-value)	Wald Chi-Square (p-value)	Wald Chi-Square (p-value)
EAS (SR: 1, 1; ČR: 1, 1)*	2019: 3 2023: 6**	335,230 <0,0001	316,048 <0,0001	56,049 <0,0001	155,827 <0,0001
EDUCATION (SR: 2, 2; ČR: 2, 4)	2	291,329 <0,0001	345,357 <0,0001	63,464 <0,0001	85,881 <0,0001
HEALTH (SR: 3, 4; ČR: 4, 3)	2	89,765 <0,0001	107,556 <0,0001	48,972 <0,0001	75,867 <0,0001
HT (SR: 4, 3; ČR: 5, 2)	8	73,297 <0,0001	117,175 <0,0001	20,845 0,0076	120,676 <0,0001
MARITAL STATUS (SR: 5, 5; ČR: 3, 7)	3	66,579 <0,0001	75,742 <0,0001	47,892 <0,0001	12,603 0,0056
AGE (SR: 6, 6; ČR: -, 6)	5	39,672 <0,0001	17,258 0,0040	-	23,988 0,0002
URBANISATION (SR: 7, -; ČR: -, 5)	2	7,720 0,0211	-	-	31,363 <0,0001

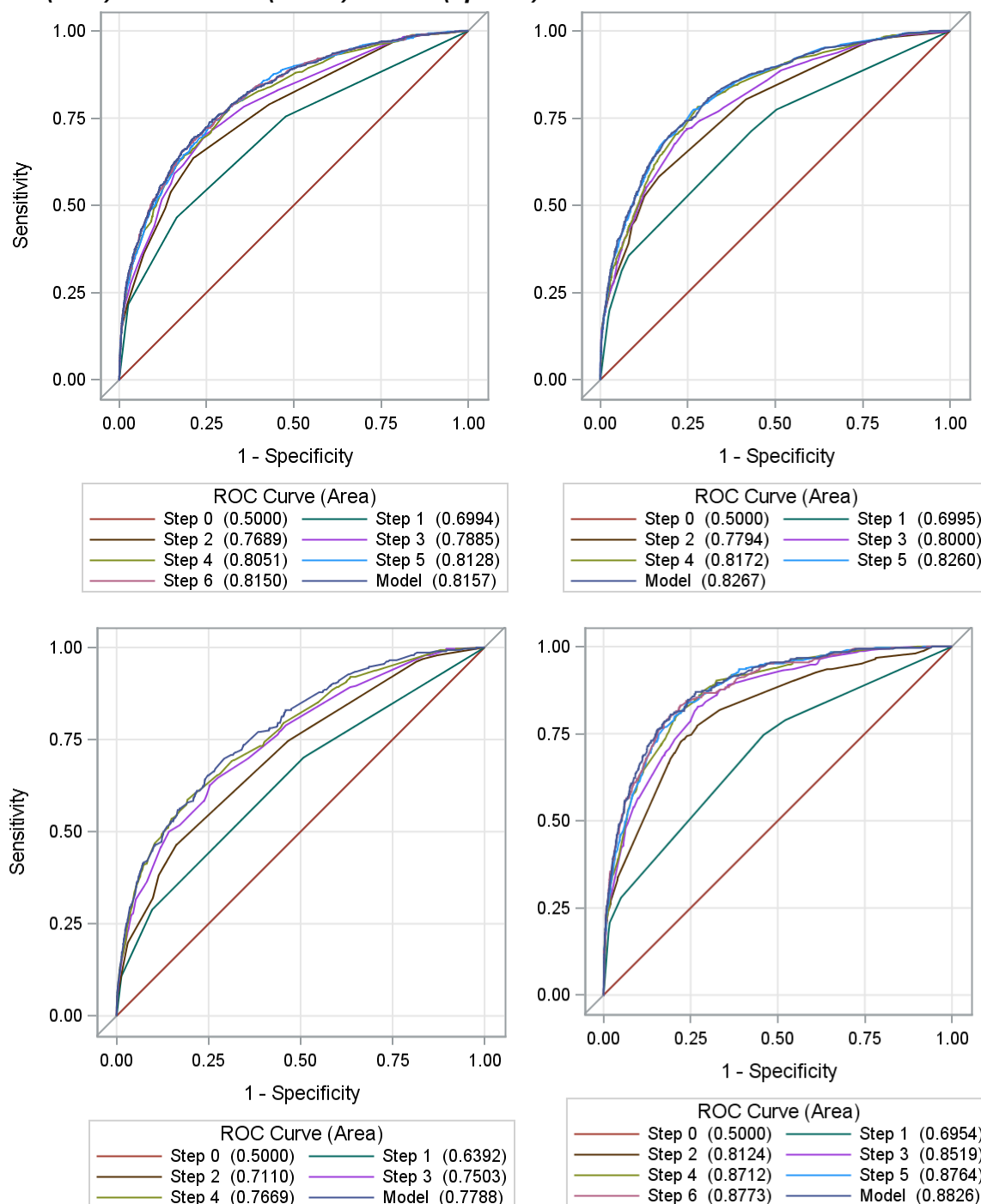
Poznámky:

* (•) – poradie zaradenia premenných pre SR a ČR za roky 2019 a 2023,

** – v roku 2023 boli sledované o 3 statusy ekonomickej aktivity viac (osoba v domácnosti, inak neaktívny, študent) ako v roku 2019.

Zdroj: vlastné spracovanie v SAS EG na základe databáz EU-SILC 2019 a 2023

Obrázok č. 1: ROC krivky pre jednotlivé kroky krokovej regresie pre SR (hore) a ČR (dole) v roku 2019 (vľavo) a 2023 (vpravo)



Zdroj: vlastné spracovanie v SAS EG na základe databáz EU-SILC 2019 a 2023

V SR a ČR bola v obidvoch posudzovaných rokoch závažná materiálna a sociálna deprivácia najviac ovplyvnená ekonomickou aktivitou osoby. Ak by sa rátalo len s týmto faktorom, tak úspešnosť logitových modelov pri predikcii SMSD by bola na úrovni 70 % s výnimkou modelu pre ČR v roku 2019, kde to bolo 64 % (pozri AUC pre 1. krok krokovej regresie na obrázku č. 1). Po zaradení všetkých relevantných faktorov do modelov bola ich úspešnosť pri predikcii viac ako 80 % (v ČR v roku 2023 dokonca viac ako 89 %) s výnimkou ČR v roku 2019, keď to bolo približne 78 %. V ďalších častiach článku upriamime pozornosť len na prvé 4 najdôležitejšie faktory,

ktorými sú ekonomická aktivita, najvyššie dosiahnuté vzdelanie, všeobecné zdravie osoby a typ domácnosti, v ktorej osoba žije. Modely iba s týmito 4 faktormi mali len o približne 1 p. b. nižšiu úspešnosť pri predikcii ako úplné modely, ktoré zahŕňali všetky faktory zaradené do modelov prostredníctvom metódy krokovej regresie.

Ani do jedného modelu nebola zahrnutá premenná Gender, a tak pri fixovaní ostatných faktorov sa vplyv pohlavia na SMSD v SR a ČR v rokoch 2019 a 2023 nepreukázal. To však nie je v rozpore so skutočnosťou, že v SMSD domácnostiach žijú vo všeobecnosti častejšie ženy ako muži, a to z toho dôvodu, že štruktúra žien z hľadiska ekonomickej aktivity, vzdelania, rodinného stavu alebo typu domácností nemusí byť rovnaká ako u mužov. Napríklad rizikový typ domácnosti – jednorodičovské domácnosti – majú častejšie dospelého, ktorý je ženského pohlavia.

3.2. MARGINÁLNE STREDNÉ HODNOTY A ODHADY PRAVDEPODOBNOSTÍ SMSD PRE KATEGÓRIE NAJVÝZNAMNEJŠÍCH FAKTOROV

Status ekonomickej aktivity

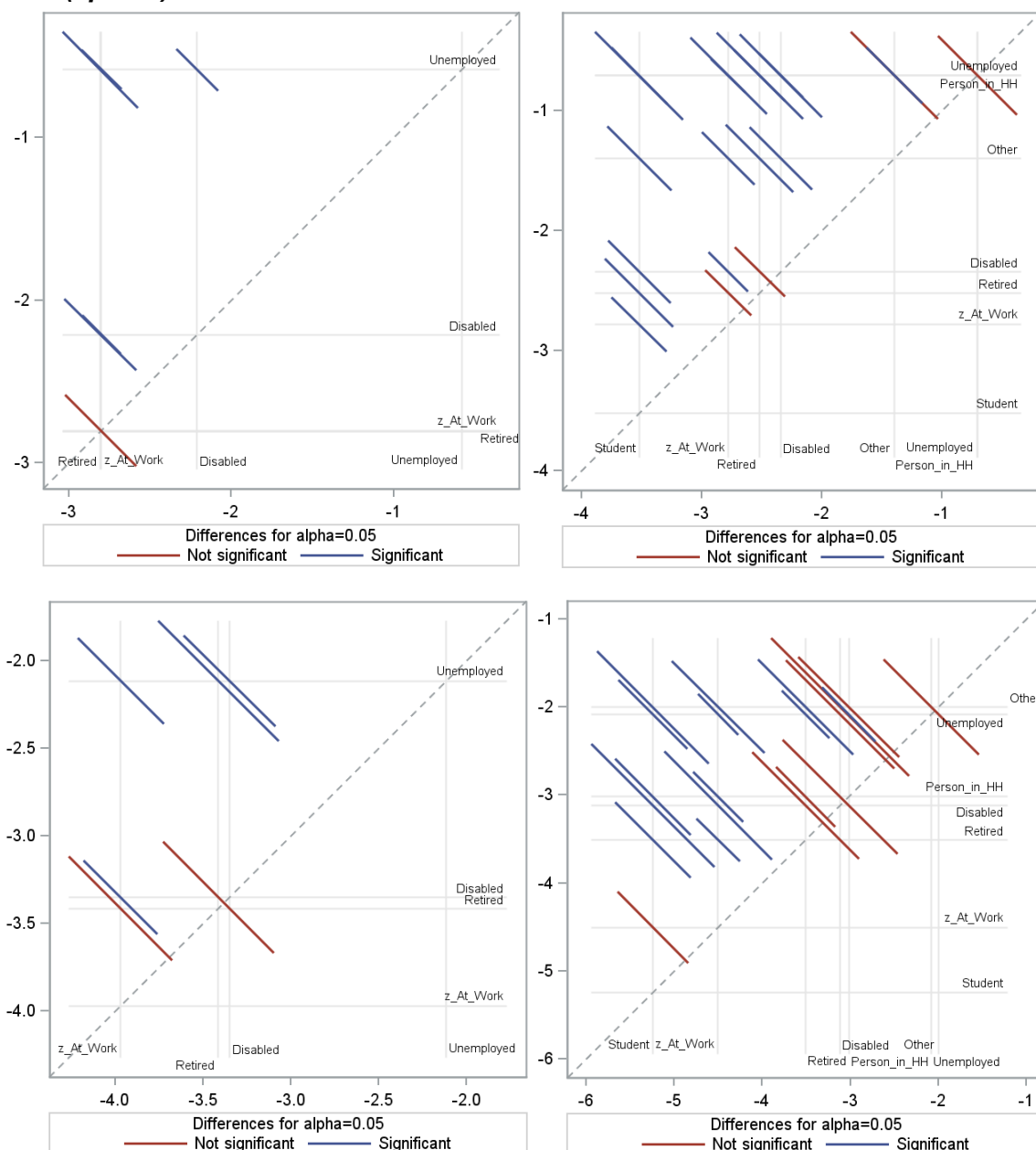
Ak abstrahujeme od inak neaktívnych osôb a osôb v domácnosti, ktorých počet bol relatívne malý, tak z hľadiska ekonomickej aktivity mali v obidvoch krajinách a v obidvoch rokoch signifikantne najvyššiu pravdepodobnosť SMSD nezamestnané osoby (obrázok č. 2). Kým v SR to bolo v obidvoch rokoch okolo 35 %, tak v ČR to bolo približne 11 % (tabuľka č. 3). Signifikantne nižšiu pravdepodobnosť SMSD mali zdravotne postihnuté osoby. Na Slovensku hovoríme v obidvoch rokoch o pravdepodobnosti tesne pod 10 % a v Česku o pravdepodobnosti pod 5 %. Na Slovensku v roku 2019 bola pravdepodobnosť SMSD pre zdravotne postihnuté osoby signifikantne vyššia ako pre dôchodcov (5,7 %), avšak z dôvodu poklesu tejto pravdepodobnosti pre zdravotne postihnuté osoby o 1,1 p. b. a hlavne z dôvodu nárastu tejto pravdepodobnosti pre dôchodcov o 1,8 p. b. sa rozdiel medzi týmito dvomi skupinami v roku 2023 takmer zotrel a bol štatisticky nevýznamný. V ČR mali v obidvoch rokoch zdravotne postihnuté osoby preukázateľne vyššiu pravdepodobnosť SMSD ako dôchodcovia. V roku 2023 ju dôchodcovia zaznamenali na úrovni 7,5 % v SR a 2,9 % v ČR. Tak ako pri ostatných statusoch ekonomickej aktivity, aj v prípade dôchodcov došlo v ČR v roku 2023 oproti roku 2019 len k malým rozdielom (pod 1 p. b.) v pravdepodobnosti SMSD. Prirodzene a aj preukázateľne najnižšiu pravdepodobnosť SMSD (ak abstrahujeme od študentov) mali zamestnané osoby. Aj pri tomto statuse ekonomickej aktivity sledujeme v obidvoch rokoch pomerne veľké rozdiely medzi SR a ČR, a to na úrovni 3,9 p. b. v roku 2019 a 4,7 p. b. v roku 2023. Priepasť medzi SR a ČR sa z hľadiska SMSD zväčšila teda nielen v prípade dôchodcov, ale aj v prípade pracujúcich osôb. Treba zdôrazniť, že tieto 2 skupiny obyvateľstva sú najpočetnejšie, čo vedie k tomu, že aj za celú populáciu sa nožnice nerovnosti z pohľadu SMSD medzi SR a ČR roztvárajú, a to v neprospech Slovenska, na čo poukazujú aj oficiálne štatistiky.

Vzdelanie

Z hľadiska najvyššieho dokončeného vzdelania sa v obidvoch krajinách a v obidvoch rokoch preukázali signifikantné rozdiely medzi všetkými posudzovanými stupňami vzdelania, pričom nárast vzdelania znižuje pravdepodobnosť SMSD (obrázok č. 3). Na Slovensku sa v roku 2023 v porovnaní s rokom 2019 pravdepodobnosť SMSD výraznejšie zvýšila len u nízkovzdelaných osôb (ISCED 0-2), a to o takmer 5 p. b., pričom v roku 2023 atakovala hodnotu 37 %. V Česku

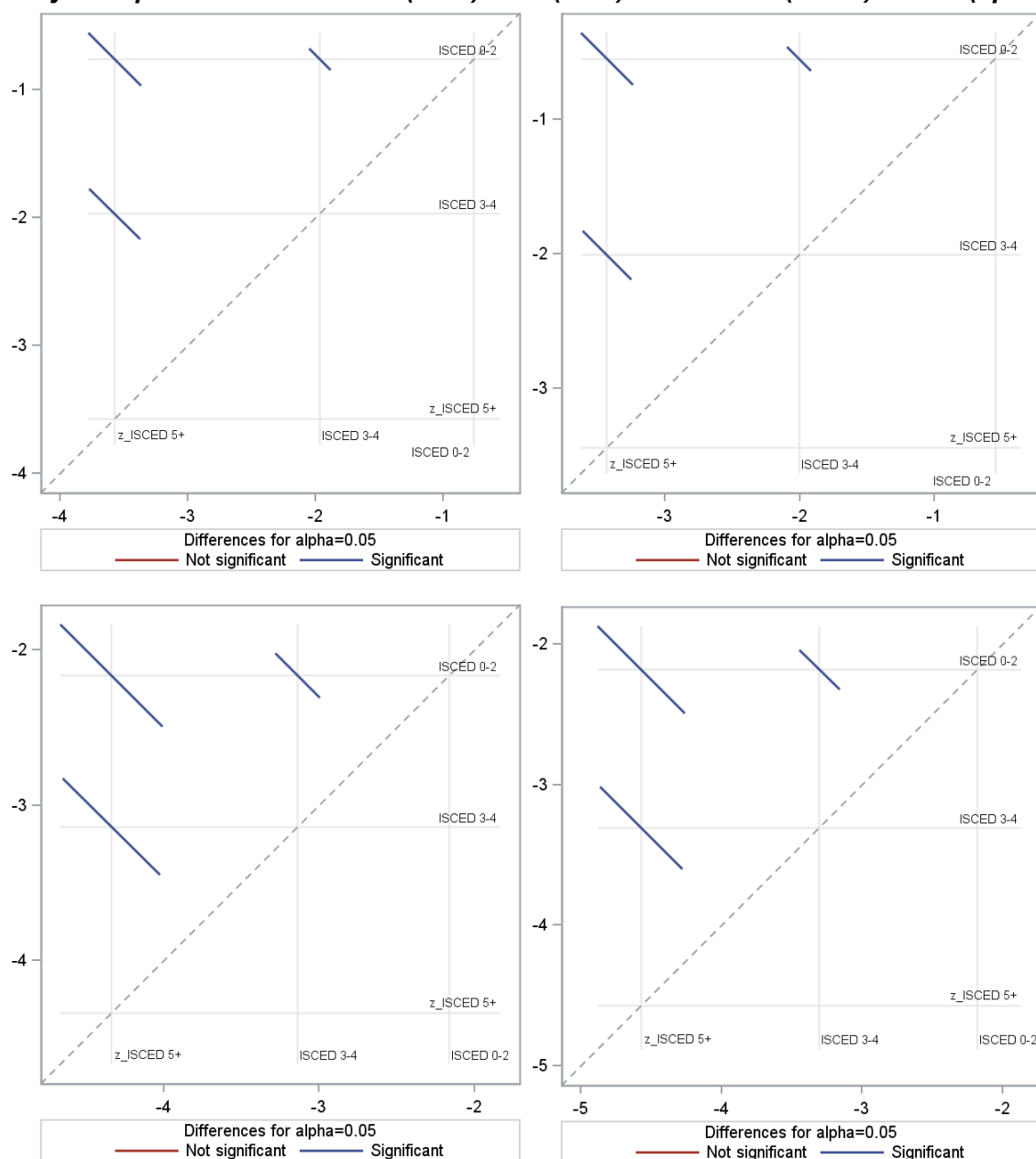
museli nízkovzdelané osoby čeliť, pochopiteľne, tiež najvyššej hrozbe SMSD, avšak daná pravdepodobnosť bola v oboch rokoch na úrovni 10 %. Priepastný rozdiel medzi SR a ČR, ktorý bol na úrovni cca 25 p. b., sme za rok 2023 kvantifikovali nielen u nezamestnaných osôb, ale aj u nízkovzdelaných osôb. Osoby so stredným stupňom vzdelania (ISCED 3-4) mali na Slovensku v oboch rokoch pravdepodobnosť SMSD na úrovni 12 % a v Česku to bolo o 8 p. b. menej. Osoby s najvyšším stupňom vzdelania (ISCED 5+) mali najnižšiu pravdepodobnosť SMSD, a to dokonca menšiu ako zamestnané osoby. V SR to bolo v oboch rokoch okolo 3 % a v ČR pod 1,5 %.

Obrázok č. 2: Diffogramy marginálnych stredných hodnôt logitov SMSD pre osoby s rôznym statusom ekonomickej aktivity v SR (hore) a ČR (dole) v roku 2019 (vľavo) a 2023 (vpravo)



Zdroj: vlastné spracovanie v SAS EG na základe databáz EU-SILC 2019 a 2023

Obrázok č. 3: Diffogramy marginálnych stredných hodnôt logitov SMSD pre osoby s rôznym stupňom vzdelania v SR (hore) a ČR (dole) v roku 2019 (vľavo) a 2023 (vpravo)



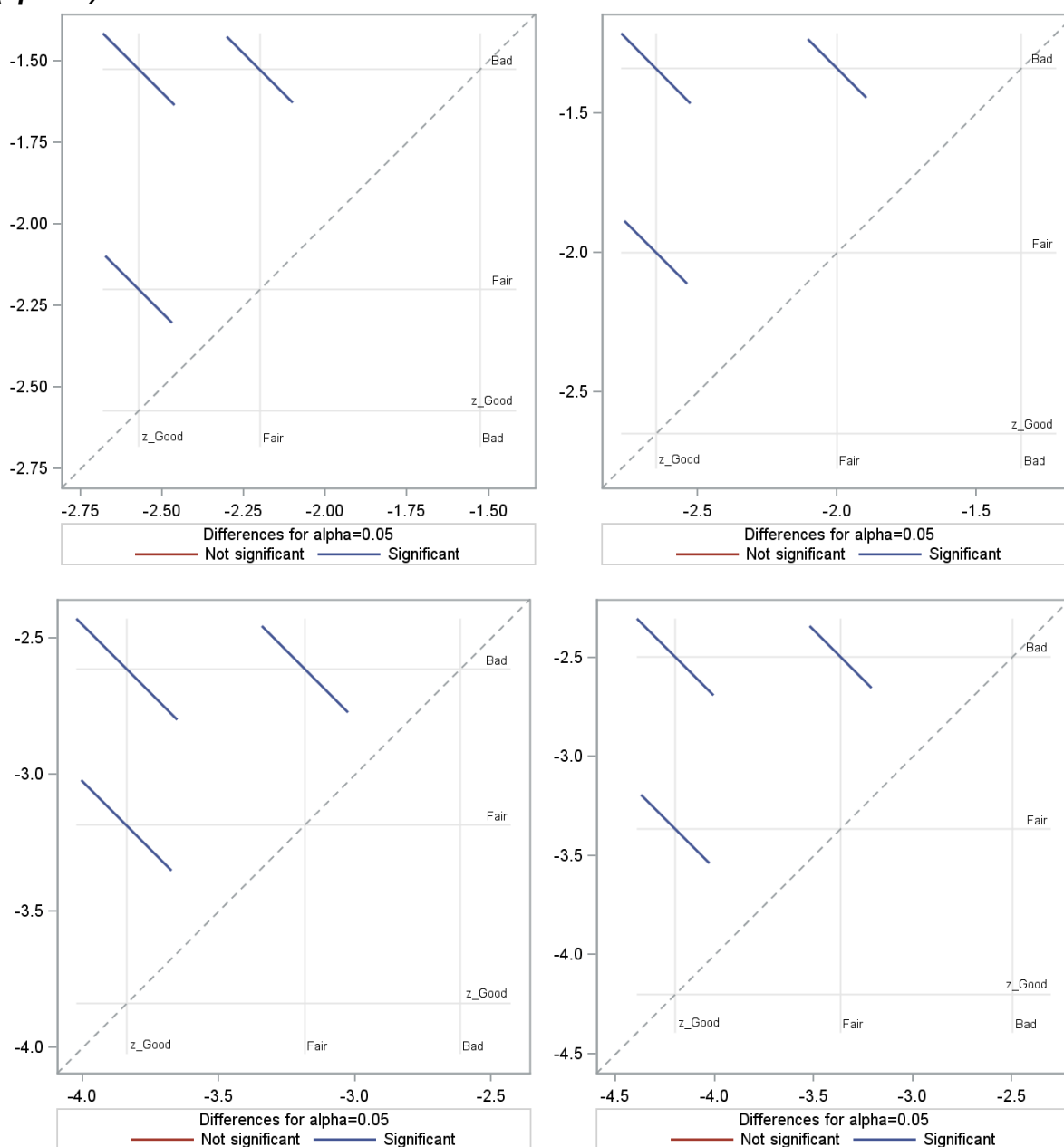
Zdroj: vlastné spracovanie v SAS EG na základe databáz EU-SILC 2019 a 2023

Zdravie

V obidvoch krajinách v obidvoch rokoch zdravotný stav determinoval menšie rozdiely v pravdepodobnosti SMSD ako vzdelanie, čo vidíme v tabuľke č. 3. Platí to dokonca aj pre ČR v roku 2023, keď bol faktor Health zaradený do modelu v 2. kroku krokovej regresie, teda pred zaradením faktora Education (pozri tabuľku č. 2). Podobne ako pri faktore Education, aj v prípade faktora Health pozorujeme signifikantné rozdiely v pravdepodobnosti SMSD medzi všetkými kategóriami tohto faktora. Diffogramy na obrázku č. 4 dokazujú, že s horším všeobecným zdravím pravdepodobnosť SMSD signifikantne rástla, a to v obidvoch krajinách a v obidvoch rokoch. Aj pri faktore Health v ČR sledujeme v roku 2023 v porovnaní s rokom 2019 relatívne malé zmeny (pod 1 p. b.; tabuľka č. 3). To však neplatí pre Slovensko, kde došlo k nárastu o takmer o 3 p. b. u osôb so zlým všeobecným zdravím a o takmer

2 p. b. u osôb s priemerným zdravím. V roku 2023 museli osoby so zlým zdravím čeliť SMSD s pravdepodobnosťou 20,8 % v SR a 7,6 % v ČR. Osoby, ktoré hodnotili svoje všeobecné zdravie ako dobré, mali v roku 2023 pravdepodobnosť SMSD 6,6 % v SR a 1,5 % v ČR. Keďže v SR v období 2019 – 2023, ako sme už uviedli, vzrástla pravdepodobnosť SMSD u osôb so zlým zdravím a aj u osôb s priemerným všeobecným zdravím a v ČR sa hrozba SMSD v týchto skupinách obyvateľstva takmer nezmenila, tak diskrepancie v riziku SMSD medzi SR a ČR sa aj z pohľadu zdravotného stavu zvýšili, a to v oboch skupinách o viac ako 2 p. b.

Obrázok č. 4: Diffogramy marginálnych stredných hodnôt logitov SMSD pre osoby s rôznym všeobecným zdravím v SR (hore) a ČR (dole) v roku 2019 (vľavo) a 2023 (vpravo)



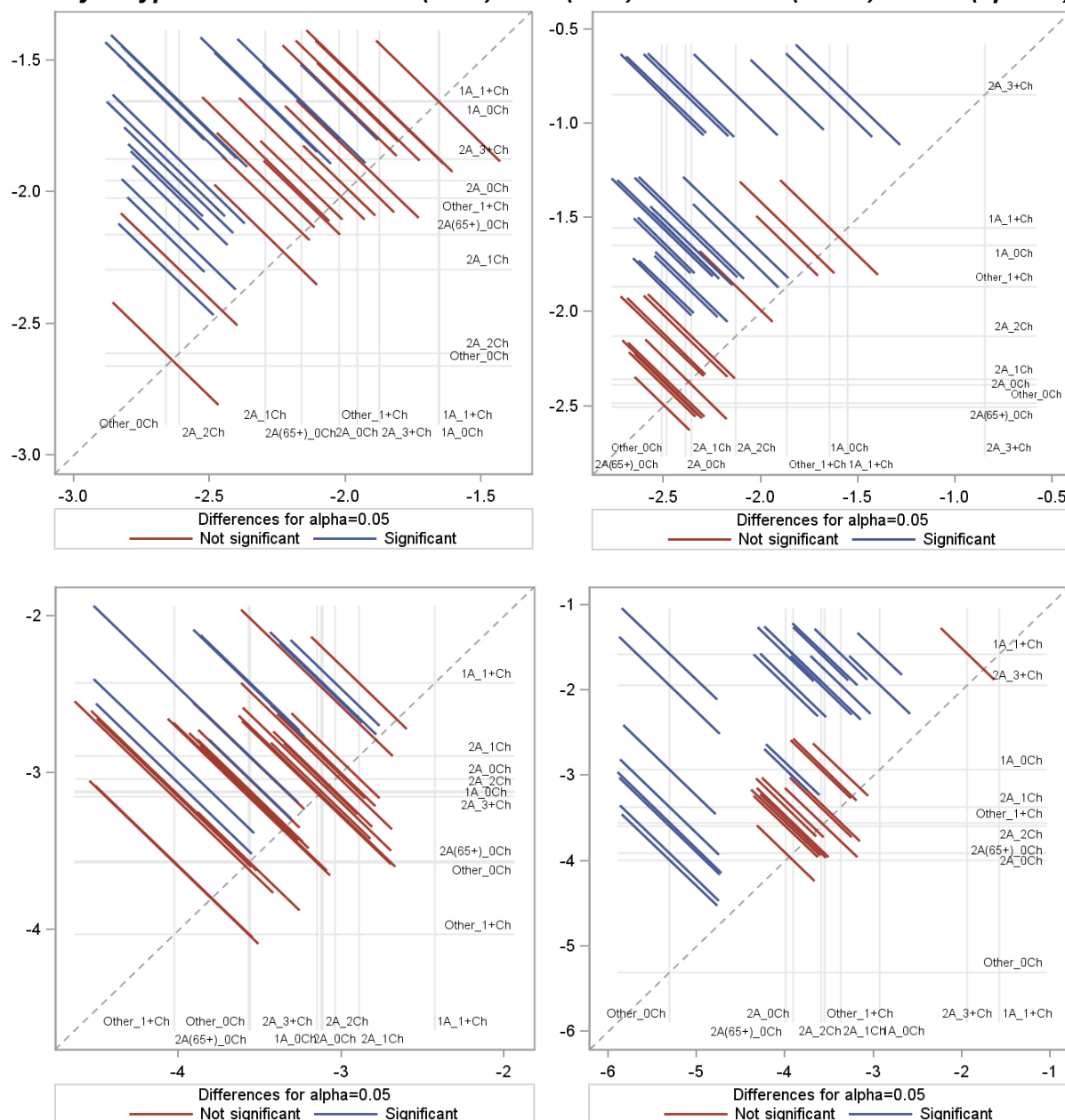
Zdroj: vlastné spracovanie v SAS EG na základe databáz EU-SILC 2019 a 2023

Tabuľka č. 3: Odhady pravdepodobností SMSD pre kategórie najvýznamnejších faktorov v SR a ČR v rokoch 2019 a v roku 2023

Faktor	Kategória	Odhad pravdepodobnosti SMSD (štandardná chyba)					
		2019			2023		
		SR	ČR	Δ	SR	ČR	Δ
ACTIVITY STATUS	Unemployed	0,359 (0,033)	0,108 (0,025)	0,251	0,330 (0,033)	0,111 (0,022)	0,219
	Person in HH	-	-	-	0,330 (0,072)	0,047 (0,013)	0,283
	Other	-	-	-	0,198 (0,035)	0,119 (0,056)	0,079
	Disabled	0,099 (0,011)	0,034 (0,007)	0,065	0,088 (0,013)	0,042 (0,025)	0,045
	Retired	0,057 (0,009)	0,032 (0,008)	0,025	0,075 (0,011)	0,029 (0,006)	0,046
	Employed	0,057 (0,006)	0,019 (0,003)	0,039	0,058 (0,006)	0,011 (0,002)	0,047
	Student	-	-	-	0,029 (0,006)	0,005 (0,002)	0,023
EDU- CATION	ISCED 0-2	0,319 (0,017)	0,103 (0,013)	0,216	0,366 (0,023)	0,101 (0,016)	0,265
	ISCED 3-4	0,123 (0,008)	0,042 (0,005)	0,081	0,119 (0,010)	0,035 (0,006)	0,083
	ISCED 5-8	0,027 (0,005)	0,013 (0,004)	0,014	0,031 (0,006)	0,010 (0,003)	0,021
HEALTH	Bad	0,179 (0,016)	0,068 (0,012)	0,110	0,208 (0,020)	0,076 (0,015)	0,132
	Fair	0,100 (0,010)	0,040 (0,007)	0,060	0,119 (0,013)	0,033 (0,007)	0,086
	Good	0,071 (0,006)	0,021 (0,003)	0,050	0,066 (0,007)	0,015 (0,003)	0,051
HOUSEHOLD TYPE	1A_0Ch	0,160 (0,016)	0,041 (0,007)	0,119	0,160 (0,018)	0,051 (0,010)	0,109
	1A_1+Ch	0,161 (0,029)	0,083 (0,019)	0,078	0,174 (0,034)	0,171 (0,033)	0,002
	2A(65+)_0Ch	0,103 (0,013)	0,027 (0,006)	0,076	0,074 (0,011)	0,018 (0,005)	0,056
	2A_0Ch	0,124 (0,014)	0,043 (0,009)	0,081	0,083 (0,012)	0,020 (0,006)	0,063
	2A_1Ch	0,092 (0,014)	0,054 (0,013)	0,038	0,085 (0,014)	0,033 (0,009)	0,052
	2A_2Ch	0,068 (0,012)	0,045 (0,012)	0,024	0,105 (0,018)	0,027 (0,008)	0,078
	2A_3+Ch	0,133 (0,025)	0,044 (0,019)	0,089	0,294 (0,039)	0,126 (0,033)	0,168
	Other_0Ch	0,065 (0,007)	0,026 (0,007)	0,040	0,074 (0,010)	0,005 (0,003)	0,069
	Other_1+Ch	0,117 (0,011)	0,017 (0,008)	0,099	0,130 (0,015)	0,028 (0,010)	0,102

Zdroj: vlastné spracovanie v SAS EG na základe databáz EU-SILC 2019 a 2023

Obrázok č. 5: Diffogramy marginálnych stredných hodnôt logitov SMSD pre osoby z rôznych typov domácností v SR (hore) a ČR (dole) v roku 2019 (vľavo) a 2023 (vpravo)



Zdroj: vlastné spracovanie v SAS EG na základe databáz EU-SILC 2019 a 2023

Typ domácnosti

Pravdepodobnosť SMSD bola zásadne determinovaná aj typom domácnosti. V SR v roku 2019 bol tento faktor 4. najvýznamnejší a v roku 2023 bol zaradený dokonca pred faktor Health (tabuľka č. 2). V ČR sa javil typ domácnosti obzvlášť dôležitý v roku 2023, keďže bol do modelu zaradený ako druhý, a to bezprostredne po faktore vyjadrujúcom ekonomickú aktivitu osoby. Vo všeobecnosti v SR a ČR v rokoch 2019 a 2023 museli najväčšej hrozbe SMSD čeliť osoby žijúce v jednorodičovských domácnostiach, teda v domácnostiach 1 dospelého s aspoň 1 závislým dieťaťom (1A_1+Ch). Ich pravdepodobnosť SMSD bola na Slovensku v roku 2019 približne 16 % a v roku 2023 takmer 17,5 % (tabuľka č. 3). V SR v roku 2019 mali osoby z takéhoto typu domácnosti porovnateľnú pravdepodobnosť SMSD ako osoby žijúce v jednočlenných domácnostiach (1A_0Ch: 16,0 %) a osoby z domácností 2 dospelých

s aspoň 3 závislými deťmi (2A_3+Ch: 13,3 %), ktoré môžeme považovať za taktiež vysoko rizikové. V období rokov 2019 – 2023 došlo k veľkému nárastu tejto pravdepodobnosti u osôb z domácností 2 dospelých s aspoň 3 závislými deťmi (nárast o viac ako 16 p. b.), a to až na hodnotu 29,5 % v roku 2023. Osoby z tohto typu domácnosti mali v SR v roku 2023 signifikantne vyššiu pravdepodobnosť SMSD ako osoby zo všetkých ostatných typov domácností (obrázok č. 5). V sledovanom období v ČR práve osoby z tohto typu domácností (2A_3+Ch), ako aj osoby z domácností 1 dospelého s aspoň 1 závislým dieťaťom zaznamenali najväčší nárast pravdepodobnosti SMSD, a to v oboch prípadoch o viac ako 8 p. b. Tieto extrémne negatívne zmeny viedli k tomu, že v roku 2023 mali v ČR osoby z uvedených dvoch typov domácností (1A_1+Ch a 2A_3+Ch) signifikantne vyššiu pravdepodobnosť SMSD ako osoby z ostatných typov domácností (obrázok č. 5). Pravdepodobnosť SMSD v týchto dvoch prípadoch dosiahla hodnotu 17,1 % (1A_1+Ch) a 12,6 % (2A_3+Ch).

V oboch rokoch bola na Slovensku pravdepodobnosť SMSD u osôb zo všetkých typov domácností vyššia ako v ČR. Rozdiel o približne 10 a viac percentuálnych bodov sme kvantifikovali v prípade osôb žijúcich v domácnostiach 2 dospelých s aspoň 3 závislými deťmi (rozdiel 8,9 p. b. v roku 2019 a 16,8 p. b. v roku 2023), v jednočlenných domácnostiach (rozdiel 11,9 p. b. v roku 2019 a 10,9 p. b. v roku 2023) a v domácnostiach typu „iné“ s aspoň 1 závislým dieťaťom (rozdiel 9,9 p. b. v roku 2019 a 10,2 p. b. v roku 2023). Ako vidíme, v sledovanom období sa rozdiel medzi SR a ČR zväčšil v neprospech Slovenska u osôb žijúcich v domácnostiach 2 dospelých s aspoň 3 závislými deťmi (nárast rozdielu o 7,9 p. b.). K relatívne veľkému zväčšeniu priepasti medzi SR a ČR došlo aj u osôb žijúcich v domácnostiach 2 dospelých s 2 závislými deťmi (nárast rozdielu o 5,4 p. b.). Naopak, priepasť medzi SR a ČR z pohľadu pravdepodobnosti SMSD sa takmer odstránila u osôb z domácností 1 dospelého s aspoň 1 závislým dieťaťom, avšak nie preto, že by sa táto pravdepodobnosť na Slovensku zmenšila, ale preto, že v ČR vzrástla o spomínaných 8,9 p. b., čo bol o 7,5 p. b. väčší nárast ako na Slovensku.

Medzi ostatnými typmi domácností boli v oboch rokoch a v oboch krajinách viaceré nesignifikantné rozdiely, a preto je problematické urobiť ďalšie vierohodné poradie typov domácností z hľadiska ohrozenia SMSD. Avšak určite jednu z najnižších pravdepodobností SMSD mali osoby bez závislých detí (okrem jednočlenných domácností). Hovoríme predovšetkým o osobách z domácností typu „iné“ bez závislých detí (Other_0Ch) a o osobách z domácností 2 dospelých (bez závislých detí), z ktorých aspoň jeden bol vo veku 65+ (2A(65+)_0Ch). Platí to najmä o roku 2023, keď mali osoby z uvedených typov domácností (Other_0Ch a 2A(65+)_0Ch) pravdepodobnosť SMSD v SR 7,4 % a v ČR 0,5 %, resp. 1,8 %.

3.3. ODHADY PRAVDEPODOBNOSTÍ SMSD PRI 2-DIMENZIONÁLNEJ KLASIFIKÁCII PODĽA EKONOMICKEJ AKTIVITY A VZDELANIA OSOBY

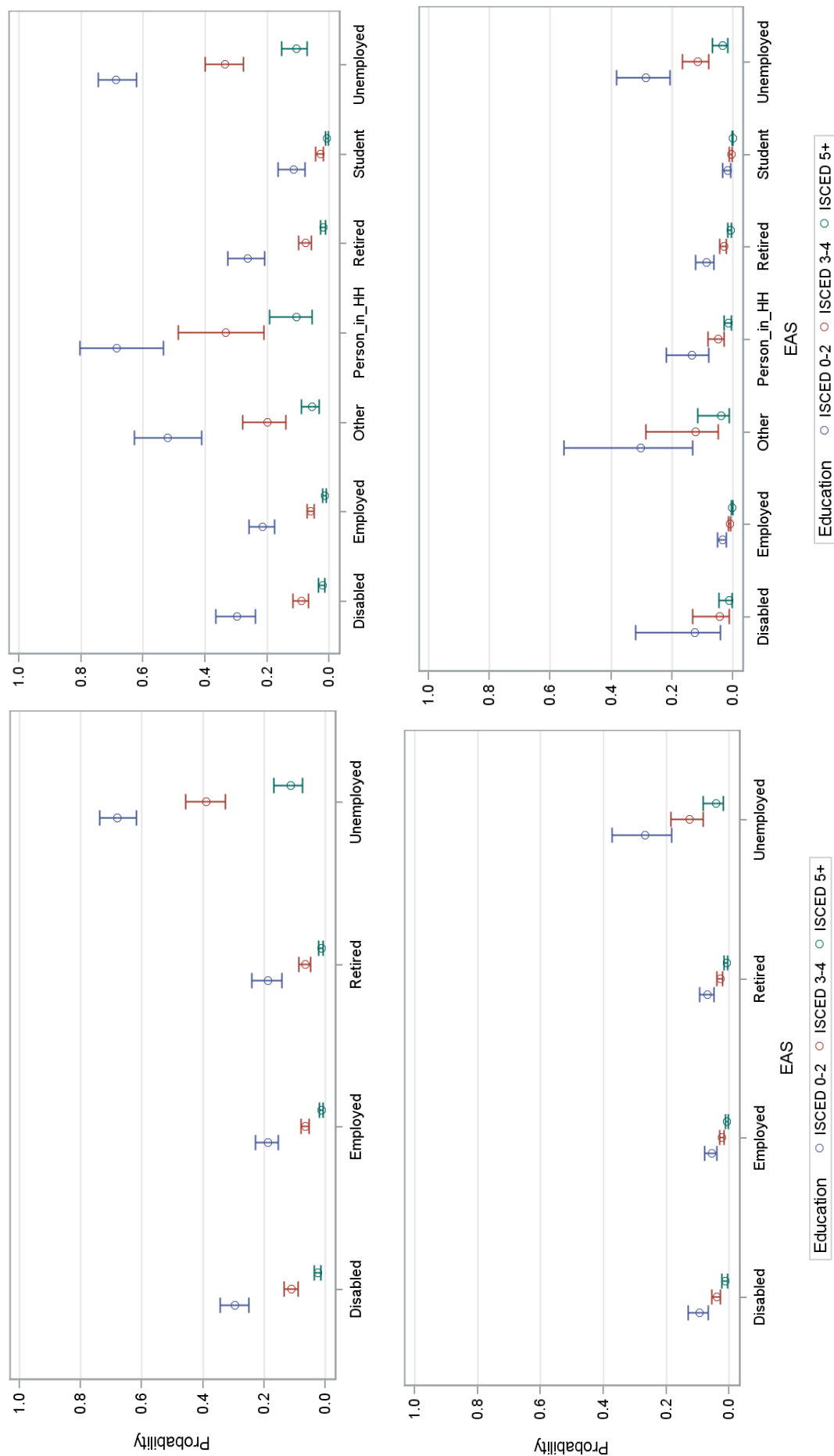
Kým v predchádzajúcej časti článku sme sa zamerali na skupiny obyvateľstva, ktoré boli determinované jednorozmernou klasifikáciou, teda jedným zo 4 najvýznamnejších faktorov, v tejto časti článku sa zameriame na skupiny obyvateľstva, ktoré sú determinované 2-dimenzionálnou klasifikáciou podľa 2 najvýznamnejších faktorov ovplyvňujúcich hrozbu SMSD, konkrétne klasifikáciou podľa statusu ekonomickej aktivity a vzdelania osoby. Takáto 2-dimenzionálna klasifikácia viedla k vzniku 12 skupín v roku 2019, resp. 21 skupín v roku 2023, a to v závislosti od 4 kategórií ekonomickej aktivity v roku 2019, resp. 7 kategórií ekonomickej aktivity v roku 2023

a 3 kategórií vzdelania. Bodové a 95 % intervalové odhady pravdepodobností SMSD vo vzniknutých skupinách osôb sú znázornené na obrázku č. 6. Treba zdôrazniť, že ide o odhady pravdepodobností v daných skupinách osôb v priemere cez všetky kategórie ostatných faktorov zaradených do modelov (pozri tabuľku č. 2). Keďže naším cieľom bolo identifikovať najohrozenejšie skupiny osôb a odhadnúť ich hrozbu SMSD, tak osobitne sme ešte odhadli pravdepodobnosti SMSD u osôb so zlým všeobecným zdravím pri uvedenej 2-dimenzionalnej klasifikácii (obrázok č. 7).

Tak ako ukázali predchádzajúce analýzy, aj obrázky č. 6 a 7 potvrdzujú, že najväčšiu hrozbu SMSD mali nezamestnané osoby a nízkovzdelané osoby (ISCED 0-2). V obidvoch krajinách a v obidvoch rokoch bol nárast vzdelania osoby spojený so signifikantným poklesom pravdepodobnosti SMSD, a to platí pre všetky statusy ekonomickej aktivity (obrázok č. 6). Tieto vzory sú jasne čitateľné aj v prípade, ak osoba mala zlé všeobecné zdravie (obrázok č. 7). Podľa tabuľky č. 3 mali na Slovensku v obidvoch rokoch nezamestnané osoby aj nízkovzdelané osoby približne 1/3 pravdepodobnosť SMSD. Ak však došlo k súbehu týchto 2 nepriaznivých faktorov, tak podľa bodového odhadu bola pravdepodobnosť SMSD na Slovensku v obidvoch rokoch približne 68 % (obrázok č. 6, grafy hore), a ak navyše išlo o osobu so zlým všeobecným zdravím, tak pravdepodobnosť bola okolo 80 % (79,1 % v roku 2019 a 80,9 % v roku 2023; obrázok č. 7, grafy hore). V Česku mali nezamestnané osoby v obidvoch rokoch pravdepodobnosť SMSD na úrovni 11 % a nízkovzdelané osoby ju mali na úrovni 10 % (tabuľka č. 3). Nezamestnané nízkovzdelané osoby museli v ČR čeliť podstatne nižšej hrozbe SMSD ako na Slovensku, presnejšie hovoríme o pravdepodobnosti 26,8 % v roku 2019 a o približne 2 p. b. vyššej pravdepodobnosti v roku 2023 (obrázok č. 6, grafy dole). Ak však nezamestnaná nízkovzdelaná osoba mala navyše zlé všeobecné zdravie, tak pravdepodobnosť žitia v SMSD domácnosti dosiahla 40,4 % v roku 2019 a 48,6 % v roku 2023 (obrázok č. 7, grafy dole). Aj keď ide o pomerne vysokú pravdepodobnosť, tak na Slovensku bola v roku 2019 približne 2-násobne a v roku 2023 takmer 1,7-násobne vyššia.

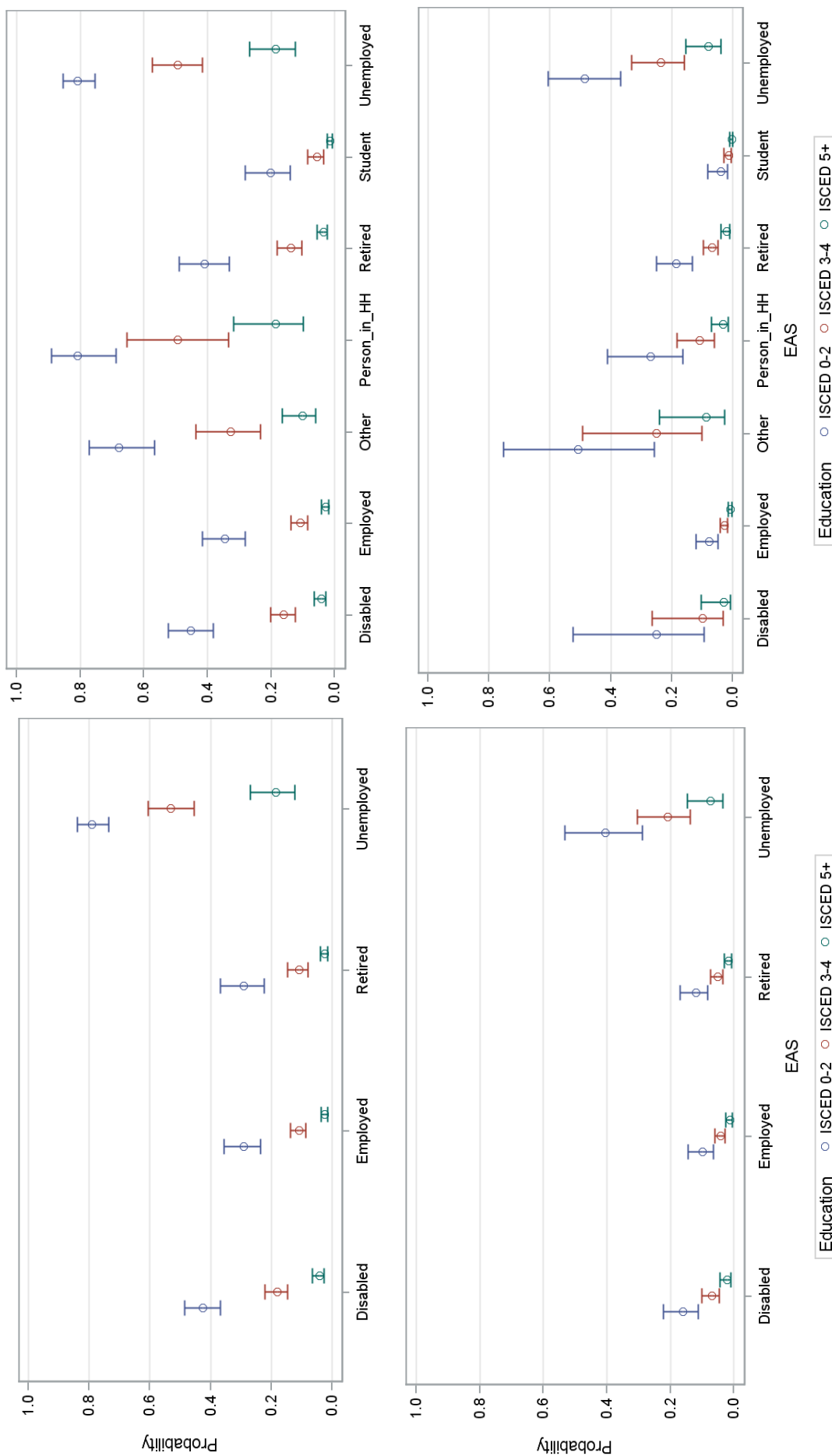
Pochopiteľne, zamestnané osoby mali oveľa menšiu pravdepodobnosť SMSD. Tá bola na Slovensku v obidvoch rokoch tesne pod 6 % a v Česku pod 2 % (tabuľka č. 3). Nízke vzdelanie však na Slovensku túto pravdepodobnosť výrazne zvyšuje. Dokazuje to odhad pravdepodobnosti u zamestnaných nízkovzdelaných osôb (obrázok č. 6), ktorý bol na Slovensku v obidvoch rokoch na úrovni okolo 20 % (18,9 % v roku 2019 a 21,4 % v roku 2023). V Česku mali zamestnané nízkovzdelané osoby podstatne nižšiu pravdepodobnosť SMSD, konkrétne 5,5 % v roku 2019 a 3,5 % v roku 2023. Súbeh nízkeho vzdelania a zlého zdravia aj v prípade zamestnaných osôb viedol k pomerne vysokým pravdepodobnostiam SMSD (obrázok č. 7). Na Slovensku to bola pravdepodobnosť 29,2 % v roku 2019 a o 5,5 p. b. viac v roku 2023. V Česku aj nízkovzdelané osoby so zlým zdravím mali pravdepodobnosť SMSD pod 10 % (9,8 % v roku 2019 a 7,8 % v roku 2023), ak hovoríme o osobách so statusom „zamestnaný“.

Obrázok č. 6: Bodové a intervalové (95 %) odhady pravdepodobnosti SMSD v závislosti od statusu ekonomickej aktivity a vzdelania osoby v SR (hore) a ČR (dole) v roku 2019 (vľavo) a 2023 (vpravo)



Zdroj: vlastné spracovanie v SAS EG na základe databáz EU-SILC 2019 a 2023

Obrázok č. 7: Bodové a intervalové (95 %) odhady pravdepodobnosti SMSD v závislosti od statusu ekonomickej aktivity a vzdelania osoby u osôb so zlým všeobecným zdravím v SR (hore) a ČR (dole) v roku 2019 (vľavo) a 2023 (vpravo)



Zdroj: vlastné spracovanie v SAS EG na základe databáz EU-SILC 2019 a 2023

Dôchodcovia mali na Slovensku v roku 2019 porovnateľnú pravdepodobnosť SMSD ako zamestnané osoby (približne 6 %, tabuľka č. 3) a platí to aj pre nízkovzdelaných dôchodcov (približne 19 %, obrázok č. 6) a aj pre nízkovzdelaných dôchodcov so zlým zdravím (približne 29 %, obrázok č. 7). V období 2019 – 2023 sa však na Slovensku zraniteľnosť dôchodcov z hľadiska materiálnej a sociálnej deprivácie zvýšila. V roku 2023 bola na Slovensku pravdepodobnosť SMSD u dôchodcov 7,5 % (tabuľka č. 3), u nízkovzdelaných dôchodcov 26,3 % (obrázok č. 6) a u nízkovzdelaných dôchodcov so zlým zdravím dokonca až 40,9 % (obrázok č. 7). V Česku sa v sledovanom období situácia dôchodcov z hľadiska hrozby SMSD zmenila podstatne menej. Pravdepodobnosť žitia v SMSD domácnosti bola pre dôchodcov v ČR v oboch rokoch okolo 3 % (3,2 % v roku 2019 a 2,9 % v roku 2023). U nízkovzdelaných dôchodcov to bolo pod 10 % (6,8 % v roku 2019 a 8,8 % v roku 2023) a u nízkovzdelaných dôchodcov so zlým zdravím to bolo v rozmedzí 10 – 20 % (12,0 % v roku 2019 a 18,5 % v roku 2023).

4. ZÁVER

Súčasný polykrízový obdobie vytvára ekonomický tlak na domácnosti a ich členov, s čím sa zvyšuje riziko chudoby a sociálneho vylúčenia vrátane materiálnej a sociálnej deprivácie. Na základe 4 logitových modelov, ktoré sme odhadli z databáz EU-SILC 2019 a 2023 za Slovensko a Česko, sme zistili, že hrozba SMSD je ovplyvnená hlavne ekonomickou aktivitou, vzdelaním a zdravím osoby a typom domácnosti, v ktorej osoba v referenčnom roku žila. V oboch rokoch a v oboch krajinách sa preukázal významný vplyv aj rodinného stavu osoby a v niektorých prípadoch sa potvrdila aj významnosť veku osoby a stupňa urbanizácie územia, kde domácnosť tejto osoby žila. Podrobnejšie sme sa však venovali len prvým 4 najvýznamnejším faktorom, s ktorými sa dosiahla približne 80 % úspešnosť logitových modelov pri predikcii pravdepodobnosti SMSD.

Na Slovensku a v Česku sme v oboch rokoch odhalili niektoré spoločné črty. Ide hlavne o rovnaké najrizikovejšie skupiny osôb, ktorými boli nezamestnané osoby, nízkovzdelané osoby, osoby so zlým zdravím a osoby žijúce v jednorodičovských domácnostiach a vo viacdenných domácnostiach s 2 dospelými. Naše analýzy zároveň potvrdili, že v oboch rokoch a v oboch krajinách sa so zhoršením zdravia pravdepodobnosť SMSD významne zvyšuje a so zvyšujúcim sa stupňom vzdelania táto pravdepodobnosť štatisticky významne klesá. V oboch rokoch bola vo všetkých posudzovaných skupinách osôb pravdepodobnosť SMSD na Slovensku vyššia ako v Česku. Najväčšie rozdiely sme však kvantifikovali v spomínaných najzraniteľnejších skupinách osôb, pričom u nezamestnaných osôb a nízkovzdelaných osôb bol tento rozdiel viac ako 20 p. b. v neprospech Slovenska. Súbeh viacerých nepriaznivých faktorov mal synergický negatívny efekt na pravdepodobnosť SMSD a v oboch rokoch spôsobil ešte väčšie disparity medzi Slovenskom a Českom.

Počas polykrízového obdobia sa hrozba SMSD na Slovensku výrazne zvýšila vo viacerých rizikových skupinách osôb, ako sú nízkovzdelané osoby, osoby so zlým zdravím, dôchodcovia alebo osoby žijúce vo viacdenných domácnostiach s 2 dospelými. V Česku boli tieto zmeny relatívne malé s výnimkou osôb žijúcich v jednorodičovských domácnostiach a vo viacdenných domácnostiach s 2 dospelými, u ktorých sa pravdepodobnosť výrazne zvýšila.

Prezentované výsledky výskumu majú určité obmedzenia, ktoré vidíme najmä v pomerne malej vzorke pozorovaní menej početných, ale zároveň veľmi zraniteľných

skupín osôb. Tento nedostatok sa prejavil buď v relatívne veľkej štandardnej chybe odhadu, alebo v širokých intervalových odhadoch pravdepodobnosti SMSD (napr. u nízkovzdelaných nezamestnaných osôb v Česku). Výzvou na ďalší výskum je rozšírenie analýzy o analýzu regionálnych disparít a analýzu zraniteľnosti ďalších marginalizovaných skupín, napr. rómskych komunít. Napriek uvedeným limitom nášho výskumu sme presvedčení, že prezentované výsledky môžu prispieť k lepšiemu nastaveniu sociálnej politiky Slovenska a Česka, aby bola efektívnejšia v boji proti chudobe a sociálnemu vylúčeniu.

Článok je výsledkom projektu VEGA 1/0285/24 *Dopad inflácie na chudobu a sociálne vylúčenie na Slovensku a v EÚ*. So zámerom vylúčiť konflikt záujmov Erik Šoltés ako autor článku neparticipoval na per rollam komunikácii a rokovaníach redakčnej rady časopisu Slovenská štatistika a demografia vo veciach týkajúcich sa tohto článku.

LITERATÚRA

- Agresti, A. (2015). *Foundations of linear and generalized linear models*. John Wiley & Sons.
- Allison, P. D. (2012). *Logistic regression using SAS: Theory and application* (2nd ed.). SAS Institute Inc.
- Dudek, H., & Szczesny, W. (2021). Multidimensional material deprivation in Poland: a focus on changes in 2015 – 2017. *Quality & Quantity*, 55(2), 741 – 763. <https://doi.org/10.1007/s11135-020-01024-3>
- European Commission (2022a, June 17). *Commission welcomes Member States' targets for a more social Europe by 2030*. Retrieved May 18, 2025, from <https://ec.europa.eu/social/main.jsp?langId=en&catId=89&furtherNews=yes&newsId=10299>
- European Commission (2022b). *Methodological guidelines and description of EU-SILC target variables*. 2022 operation (Version 4). Retrieved June 20, 2025, from <https://circabc.europa.eu/d/a/workspace/SpacesStore/94141a49-a4a7-48bc-89f7-df858c27d016/Methodological%20guidelines%202022%20operation%20v4.pdf>
- Eurostat (2024a). *Key Figures on European Living Conditions: 2023 edition*. Publications Office of the European Union.
- Eurostat (2024b). *Sustainable development in the European Union. Monitoring report on progress towards the SDGs in an EU context. 2024 edition*. Publications Office of the European Union.
- Eurostat (2025). *Glossary: Severe material and social deprivation rate (SMSD)*. Retrieved July 7, 2025, from [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Severe_material_and_social_deprivation_rate_\(SMSD\)](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Severe_material_and_social_deprivation_rate_(SMSD))
- Fabrizi, E., Mussida, C., & Parisi, M. L. (2023). Comparing material and social deprivation indicators: Identification of deprived populations. *Social Indicators Research*, 165(3), 999 – 1020. <https://doi.org/10.1007/s11205-022-03058-6>
- Goodnight, J. H., & Harvey, W. R. (1997). *Least squares means in the fixed effects general model*. SAS Institute Inc.
- Guio, A. C., Gordon, D., & Marlier, E. (2012). *Measuring material deprivation in the EU: Indicators for the whole population and child-specific indicators (Eurostat methodologies and working papers)*. Publications Office of the European Union.

- Lafortune, G., Fuller, L., Kloeke-Lesch, A., Koundouri, P., & Riccaboni, A. (2024). *European Elections, Europe's Future and the Sustainable Development Goals. Europe Sustainable Development Report 2023/24*. SDSN; SDSN Europe; Dublin University Press. <https://doi.org/10.25546/104407>
- Lenth, R. V. (2016). Least-Squares Means: The R Package lsmeans. *Journal of Statistical Software*, 69(1), 1 – 33. <https://doi.org/10.18637/jss.v069.i01>
- Littell, R. C., Stroup, W. W., & Freund, R. J. (2010). *SAS for Linear Models* (4th ed.). SAS Institute Inc.
- Mahler, D. G., Yonzan, N., Hill, R., Lakner, C., Wu, H., & Yoshida, N. (2022, April 13). Pandemic, prices, and poverty. *World Bank Blogs*. <https://blogs.worldbank.org/en/opendata/pandemic-prices-and-poverty>
- Pavelka, R. (2025). Modelování efektů a jejich vizualizace v prostředí systému SAS [Modeling effects and their visualization in the SAS system]. *Slovenská štatistika a demografia*, 35(2), 50 – 66.
- Pearl, J. (2022). Comment: understanding Simpson's paradox. In *Probabilistic and causal inference: The works of judea Pearl* (pp. 399 – 412). Association for Computing Machinery. <https://doi.org/10.1145/3501714.3501738>
- SAS Institute Inc. (2020). *SAS/STAT® 15.2 User's Guide. The LOGISTIC Procedure*. SAS Institute Inc.
- Schad, D. J., Vasishth, S., Hohenstein, S., & Kliegl, R. (2020). How to capitalize on a priori contrasts in linear (mixed) models: A tutorial. *Journal of memory and language*, 110, 104038. <https://doi.org/10.1016/j.jml.2019.104038>
- Searle, S. R., & Gruber, M. H. J. (2017). *Linear Models* (2nd ed.). John Wiley & Sons.
- Sen, A. (1999). *Development as freedom*. Oxford University Press.
- Suzuki, M., Taniguchi, T., Furihata, R., Yoshita, K., Arai, Y., Yoshiike, N., & Uchiyama, M. (2019). Seasonal changes in sleep duration and sleep problems: A prospective study in Japanese community residents. *PLoS One*, 14(4), e0215345. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0215345>
- Townsend, P. (1979). *Poverty in the United Kingdom: A survey of household resources and standards of living*. University of California Press.
- Tøge, A. G., & Bell, R. (2016). Material deprivation and health: a longitudinal study. *BMC Public Health*, 16, 1 – 8. <https://doi.org/10.1186/s12889-016-3327-z>
- United Nations (2024). *End poverty in all its forms everywhere*. Retrieved June 20, 2024, from <https://sdgs.un.org/goals/goal1>
- Verbunt, P., & Guio, A. C. (2019). Explaining differences within and between countries in the risk of income poverty and severe material deprivation: Comparing single and multilevel analyses. *Social Indicators Research*, 144, 827 – 868. <https://doi.org/10.1007/s11205-018-2021-1>
- Vlačuha, R., & Kubala, M. (2024). *EU SILC 2023 Indikátory chudoby a sociálneho vylúčenia*. Štatistický úrad SR.
- Wooldridge, J. M. (2019). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (7th ed.). Cengage Learning.

RESUMÉ

Prezentovaný výskum sa zameriava na jednu dimenziu chudoby a sociálneho vylúčenia, a to na závažnú materiálnu a sociálnu depriváciu (SMSD) na Slovensku a v Česku v období 2019 – 2023. Na základe databáz EU-SILC a z nich odhadnutých logitových modelov článok identifikuje najzásadnejšie faktory ovplyvňujúce pravdepodobnosť SMSD, odhaľuje najzraniteľnejšie skupiny obyvateľstva uvedených krajín v roku 2019 a 2023 a kvantifikuje pravdepodobnosť SMSD v kategóriách

4 najvýznamnejších faktorov, ako aj v skupinách osôb determinovaných 2-dimenzionálnou klasifikáciou podľa ekonomickej aktivity a vzdelania osoby. Článok poskytuje aj porovnanie pravdepodobností SMSD medzi Slovenskom a Českom a porovnanie medzi rokmi 2023 a 2019, pričom tieto zmeny pripisujeme vplyvu prekrývajúcich sa kríz, ktorým čelíme od roku 2020. Z nášho výskumu vyplýva, že hrozba SMSD je ovplyvnená hlavne ekonomickou aktivitou, vzdelaním a zdravím osoby a typom domácnosti, v ktorej osoba v referenčnom roku žila. V oboch krajinách a v oboch rokoch boli podľa očakávania najzraniteľnejšie nezamestnané osoby, nízkovzdelané osoby, osoby so zlým zdravím a osoby žijúce v jednorodičovských domácnostiach a viacdenných domácnostiach s 2 dospelými. Aj keď všetky skupiny osôb determinované uvedenými 4 faktormi mali v oboch rokoch vyššiu pravdepodobnosť SMSD na Slovensku ako v Česku, tak najväčšie disparity v neprospech Slovenska sme zistili v uvedených najzraniteľnejších skupinách osôb. S výnimkou nezamestnaných osôb a osôb žijúcich v jednorodičovských domácnostiach sa na Slovensku v polykrízovom období najviac zvýšila pravdepodobnosť SMSD práve najzraniteľnejším skupinám osôb, čo ich dostáva ešte do ťažšej situácie, v akej boli v roku 2019. Značný nárast pravdepodobnosti SMSD sme na Slovensku kvantifikovali aj u dôchodcov. Keďže dôchodcovia sú veľmi početnou skupinou obyvateľstva, podčiarkuje to naliehavosť riešenia problému so závažnou materiálnou a sociálnou depriváciou, ktorý Slovensko v súčasnosti má. V Česku došlo v sledovanom období 2019 – 2023 vo väčšine skupín osôb, ktoré boli determinované uvedenými 4 najzásadnejšími faktormi, len k malým zmenám v pravdepodobnosti SMSD. Výnimkou však boli osoby žijúce v jednorodičovských domácnostiach a vo viacdenných domácnostiach s 2 dospelými, u ktorých táto pravdepodobnosť signifikantne vzrástla. Relatívne veľký nárast pravdepodobnosti zaznamenali aj osoby, ktoré spadali do zraniteľných skupín súčasne podľa viacerých faktorov. Na Slovensku to boli napr. nízkovzdelaní dôchodcovia so zlým zdravím a v Česku to boli nízkovzdelaní nezamestnaní so zlým zdravím. Naše analýzy ukázali, že súbeh viacerých nepriaznivých faktorov má negatívny synergický efekt, ktorý približuje pravdepodobnosť SMSD k hodnote 1.

RESUME

The presented research focuses on one dimension of poverty and social exclusion, namely severe material and social deprivation (SMSD) in Slovakia and Czechia in the period 2019 – 2023. Based on the EU-SILC databases and the logit models estimated from them, the article identifies the most important factors influencing the SMSD probability, reveals the most vulnerable population groups of the mentioned countries in 2019 and 2023 and quantifies the SMSD probability for the categories of the 4 most significant factors, as well as for the groups of persons determined by a 2-dimensional classification according to the person's economic activity and education. The article also provides a comparison of the SMSD probabilities between Slovakia and Czechia and a comparison between 2023 and 2019, attributing these changes to the impact of overlapping crises that we have been facing since 2020. Our research indicates that the threat of SMSD is mainly influenced by the economic activity, education and health status and the type of household in which the person lived in the reference year. Across both countries and both years analyzed, the most vulnerable groups were, as expected, unemployed persons, low-educated persons, persons in poor health and persons living in single-parent households and multi-child households with 2 adults. While all groups of persons defined by 4 mentioned factors had a higher SMSD probability in Slovakia than in Czechia in both years, however the

most significant disparities at the expense of Slovakia, were observed among the mentioned most vulnerable groups of persons. Excluding unemployed persons and persons living in single-parent households, the SMSD probability in Slovakia during the poly-crisis period increased the most for the most vulnerable groups of persons, which puts them in an even more difficult situation than they were in 2019. A significant increase in the SMSD probability in Slovakia was quantified for pensioners. Given that pensioners represent a very large group of the population, this emphasizes the urgency of addressing the problem of severe material and social deprivation that Slovakia currently has. In Czechia, in the monitored period 2019 – 2023, most groups of persons determined by the 4 most fundamental factors experienced only small changes in the SMSD probability. However, the exceptions were persons living in single-parent households and in multi-child households with 2 adults, for whom the probability in question increased significantly. Similarly, a marked increase in the probability was also recorded by persons belonging simultaneously into vulnerable groups according to several factors. In Slovakia, these included, for example, low-educated pensioners in poor health, and in Czechia, low-educated unemployed people in poor health. Our analyses indicated that the combination of several adverse factors has a negative synergistic effect, bringing the SMSD probability closer to the value of 1.

PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS

Ing. Tatiana Rešovská je čerstvou absolventkou študijného programu Data Science v ekonómii na Katedre štatistiky Fakulty hospodárskej informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave. V súčasnosti pracuje ako analytička globálnych finančných operácií v spoločnosti Mondelēz International. Venuje sa predovšetkým správe peňažných tokov, tvorbe finančných reportov a príprave dát pre treasury controlling. Zameriava sa aj na zostavovanie prognóz cash flow, pričom využíva poznatky z oblasti štatistiky a dátovej analytiky.

Prof. Mgr. Erik Šoltés, PhD., od roku 1998 pôsobí na Katedre štatistiky Fakulty hospodárskej informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave (FHI EU v Bratislave). V 2004 tu získal titul PhD. vo vednom odbore štatistika. 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

resovskat@gmail.com

erik.soltes@euba.sk

Oksana SYTNYK, Mariana POVAŽANOVÁ
Ekonomická fakulta, Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici

Martin BOĎA
Ekonomická fakulta, Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici
Přírodovědecká fakulta, Univerzita Jana Evangelisty Purkyně v Ústí nad Labem

SYSTEMATICKY FUNKČNÁ TEMPORÁLNA VARIANCIA OKUNOVHO ZÁKONA V POBALTSKÝCH ŠTÁTOCH

SYSTEMATIC FUNCTIONAL TEMPORAL VARIANCE OF OKUN'S LAW IN THE BALTIC STATES

ABSTRAKT

V článku sa používa regresný prístup založený na systematicky funkčne variujúcim smernicovom regresnom koeficiente na odhadnutie Okunovho zákona pre tri pobaltské ekonomiky za roky 2000 – 2022. Okunova rovnica je rozšírená o doplňujúcu štrukturálnu rovnicu, ktorá Okunov koeficient vyjadruje ako deterministickú funkciu vytypovaných časovo variantných faktorov vybraných zo širšej množiny. Pobaltské ekonomiky sú vnímané ako jeden spoločný ekonomický región s národnými osobitosťami, ale synchronizovaným vývojom a explanatórne faktory sú volené aj s ohľadom na vysokú otvorenosť pobaltských ekonomík a ich silné zapojenie do medzinárodných vzťahov. Ukázalo sa, že práve medzinárodné ekonomické vzťahy, či už v podobe exportnej aktivity, toku investícií alebo pracovnej sily, dokážu uspokojivo vysvetliť vzájomný vzťah nezamestnanosti a produktu počas hospodárskeho cyklu.

ABSTRACT

The paper employs a regression approach based on a systematically functionally varying slope coefficient in order to estimate Okun's law for the three Baltic economies for the years 2000 – 2022. The Okun equation is extended with a complementary structural equation expressing the Okun coefficient as a deterministic function of selected time-varying factors from a broader set. The Baltic economies are viewed as a single common economic region with national specificities, but synchronized development, and explanatory factors are chosen with regard to the high trade openness of Baltic economies and their active participation in international relations. It was found that international economic relations, whether represented through export activity, investment flows or labour force mobility, can satisfactorily explain the mutual relationship between unemployment and output over the business cycle.

KLÚČOVÉ SLOVÁ

Okunov zákon, diferenčná a gapová verzia, pobaltské ekonomiky, model so systematicky funkčne variujúcimi koeficientmi, explanatórne faktory

KEY WORDS

Okun's law, difference and gap version, Baltic states, systematically functionally varying coefficients model, explanatory factors

1. ÚVOD

Článok sa zameriava na pobaltské ekonomiky vo vzťahu k Okunovmu zákonu, ktorý vyjadruje vzájomný vzťah medzi krátkodobým vývojom nezamestnanosti a produktu v hospodárskom cykle. Okunov zákon zavedený Okunom (1962) je jedným zo základných prostriedkov súdobého mainstreamového makroekonomického výkladu, ktorý umožňuje – hoci na empirickej rovine – prepojiť reálnu ekonomiku (reprezentovanú agregátnym dopytom a agregátnou ponukou) s trhom práce (reprezentovaným nezamestnanosťou). Okunov zákon v jednej zo svojich verzií predikuje, že s nedostatočným výkonom ekonomiky prejavujúcim sa poklesom produktu rastie nezamestnanosť, a tento korelačný (v skutočnosti simultánny kauzálny) vzťah transformuje do rovnice, ktorá umožňuje kvantifikovať následnú reakciu nezamestnanosti na zmeny v produkte (prípadne naopak). Ak odhliadneme od existencie akýchsi nevydarených a našťastie zriedkavých hybridných vyjadrení Okunovho zákona, Okunova rovnica ani vďaka svojmu výlučne deskriptívnemu rysu, ani vďaka podstatne silnému ekonomickému zjednodušeniu pri jej formulácii neposkytuje informáciu o tom, čo a ako silne ovplyvňuje vzťah medzi nezamestnanosťou a produktom. Okunov zákon sa za ostatné obdobie intenzívne študuje na komparatívnej báze, odhaduje sa samostatne pre rôzne krajiny sveta, veľkostne sa porovnáva (napr. An et al., 2017; Ball et al., 2019) a často rozširuje o sekundárnu výskumnú otázku, čo stojí za heterogenitou v Okunových koeficientoch (napr. Ball et al., 2019; Furceri et al., 2020). Tradične sa v tejto sfére uplatňuje dvojfázová metóda, keď v prvej fáze sa vhodnou ekonometrickou metódou odhadne Okunova rovnica pre každú ekonomiku (prípadne jej teritoriálnu súčasť) a potom v druhej fáze sa odhadnuté Okunove koeficienty regresne zase vhodnou ekonometrickou metódou vysvetlia za pomoci množiny vytypovaných vysvetľujúcich faktorov. Samozrejme, toto dvojfázové odhadovanie má svoje problémy, keďže multiplikuje neistotu, ktorá sa v rámci druhého stupňa potláča vážením jednotlivých pozorovaní (cf. Lewis & Linzer, 2005). Presnejšie tým, že v druhom stupni sú regresandom *odhadnuté* (nie známe) Okunove koeficienty (a tie sú *ab initio* zaťažené odhadovacou neistotou), tak regresia v druhom stupni je nevyhnutne heteroskedastická a je potrebné vyjadriť neistotu jednotlivých pozorovaní formou štandardných chýb, ktoré vstupujú ako váhy do vhodného variantu realizovateľných zovšeobecnených najmenších štvorcov (feasible generalized least squares, FGLS). Určite nie je ideálne, že odhadovanie Okunových koeficientov a ich vysvetľovanie prebieha v separátnych fázach.

Článok prispieva k stavu poznania v dvoch hlavných sférach. Jednak sa fokusuje na pobaltské krajiny, ktoré sú na periférii detailného výskumu v oblasti Okunovho zákona. Hoci pobaltské krajiny bývajú inkorporované do rozsiahlych medzinárodných komparatívnych štúdií (napr. Cevik et al., 2013; Bartolucci et al., 2018; Furceri et al., 2020), nie sú predmetom cieleného výskumu, ktorý by pomohol interpretovať výsledky v kontexte. Z vlastnej skúsenosti autorov je komparatívny výskum tohto typu ťažké plnohodnotne interpretovať v súvislostiach a je takmer nemožné prihliadnuť na lokálny kontext. Naproti tomu takýto cielený výskum existuje pre krajiny Vyšehradskej skupiny (napr. Boďa et al., 2015; Boďa & Považanová, 2019), ekonomiky juhovýchodnej Ázie (napr. Boďa et al., 2025) či vybrané ekonomiky Predného Orientu a Severnej Afriky (napr. Neifar, 2022; Bentour, 2025). Druhým prínosom je nahradenie dvojfázovej odhadovacej procedúry procedúrou, ktorá integruje v sebe prvú a druhú fázu v podobe jedného regresného modelu. Ide o rozšírenie procedúry navrhutej Dixonom et al. (2017), v ktorej Okunov koeficient sa vyjadril ako funkcia vybranej premennej zviazanej

s trhom práce a dosadil sa do Okunovej rovnice, čím sa získal vzťah odhadnuteľný bežnými najmenšími štvorcami (ordinary least squares, OLS). V článku sa pracuje s prirodzeným rozšírením, keď Okunov koeficient sa určí ako lineárna aproximácia vhodne identifikovaných podkladových faktorov a keď výber faktorov bude mať menej heuristický podtón. V terminológii Raja & Ullaha (1981, p. 29) táto jednofázová metóda sa opiera o model so systematicky variujúcimi funkčnými koeficientmi, ktorý je známy v iných oblastiach aplikovaných ekonometrických analýz. Bezprostredným benefitom tejto procedúry je, že generuje temporálne variantné Okunove koeficienty, ktoré sú okamžite identifikované s podkladovými explanatórnymi faktormi (alebo presnejšie, sú od nich priamo odvodené).

Cieľom článku je za použitia regresného prístupu založeného na systematicky funkčne variujúcich koeficientoch pre tri pobaltské ekonomiky, Estónsko, Litva a Lotyšsko, za obdobie rokov 2000 až 2022 preskúmať a kvantifikovať vzťah medzi cyklickým vývojom nezamestnanosti a produktu vzhľadom na najdôležitejšie aspekty hospodárskej štruktúry, charakteristiky trhu práce a pracovnej sily, demografické aspekty, ako aj faktory vyjadrujúce zapojenie do medzinárodných ekonomických vzťahov. Zahrnutie poslednej kategórie faktorov bolo motivované tým, že tieto krajiny bývalého sovietskeho bloku sú povahou malé otvorené ekonomiky, v ktorých sa prejavuje dominantne zahraničný obchod, medzinárodné toky kapitálu a pracovnej sily. V súčasnej ére globalizácie má internacionalizácia pre malú ekonomiku spravidla určujúci a rozhodujúci charakter, ovplyvňuje jej produkciu a (ne)využívanie výrobných faktorov; je preto vysoko pravdepodobné, že vstupuje do vzájomného vzťahu medzi trhom práce a reálnou ekonomikou. Pobaltské štáty sú si navyše podobné svojím jedinečným historickým aj ekonomickým vývojom natoľko, že často sa pracuje s existenciou jednotného ekonomického pobaltského regiónu (Poissonnier, 2017; Rubčinskaitė & Urbšienė, 2024).

Okrem aplikačno-metodologického príspevku do literatúry článok prispieva svojimi výsledkami k lepšiemu pochopeniu vplyvu širšieho spektra socioekonomických faktorov na silu Okunovho zákona v malých otvorených ekonomikách. Zistilo sa, že kľúčovú úlohu pri určovaní Okunovho zákona v tomto prípade nehrajú ani tak charakteristiky trhu práce alebo hospodárska štruktúra, ale prioritne ukazovatele vyjadrujúce zapojenie do medzinárodných ekonomických tokov. Kým exportná aktivita a prílev zahraničných investícií zosilňujú Okunov zákon, vyššie (i)migračné saldo Okunov zákon zoslabuje. Výsledky sú relevantné pre informované plánovanie konvenčnej stabilizačnej politiky, napr. pri konštrukcii modelov a výbere relevantných premenných na monitorovanie Okunovho zákona. Treba však upozorniť, že odhadovanie Okunovho zákona v článku zostáva na konvenčnej korelačnej úrovni, čomu treba prispôbiť aj následnú interpretáciu. Na samotnú intervencionistickú realizáciu by bolo potrebné pri odhadovaní zohľadniť kauzálnu súvislosť medzi nezamestnanosťou a produktom.

Nasledujúci text pozostáva z piatich častí. Druhá časť ozrejmuje rôzne aspekty Okunovho zákona, tretia časť sumarizuje rámcovo faktory používané pri jeho vysvetľovaní, štvrtá časť vysvetľuje analytický regresný prístup použitý v článku, piata časť detailizuje kontextuálne metodológiu, predkladá a komentuje výsledky a šiesta časť je záverečná.

2. NEZAMESTNANOSŤ, PRODUKT A ICH VZÁJOMNÝ VZŤAH POČAS HOSPODÁRSKEHO CYKLU STELESNENÝ V OKUNOVOM ZÁKONE

Nezamestnanosť (vo svojej nedobrovoľnej podobe) predstavuje významný socioekonomický jav, ktorý odráža aj pomyselné zdravie hospodárstva, aj prítomnosť nevyriešených problémov v ňom. Je azda náležité na tomto mieste zdôrazniť, že (nedobrovoľná) nezamestnanosť vždy existovala a vždy bude existovať. Hoci nezamestnanosť môže byť aj dobrovoľná, keď sa hovorí o nezamestnanosti, myslí sa bez dodatočného zvýrazňujúceho atribútu automaticky jej nedobrovoľná podoba a túto konvenciu dôsledne rešpektuje aj tento článok. Z hľadiska hospodárskej analýzy a hospodárskeho plánovania sa zvyčajne akceptuje určitá úroveň nezamestnanosti a konfrontuje sa s tým, čo sa považuje za „optimálnu“ úroveň. V prípade, že skutočná úroveň nezamestnanosti toto „optimum“ prekračuje, je nevyhnutné identifikovať príčiny a stanoviť akcieschopný program na neutralizáciu tohto rozdielu. Pochopiteľne, pri meraní nezamestnanosti sa počet nezamestnaných (ktorých vymedzenie si vyžaduje vhodné štatistické uchopenie) vyjadruje relatívne k pracovnej sile, čím sa získava miera nezamestnanosti, ktorá kvantifikuje rozsah nesúladu medzi dopytom po práci a ponukou práce, ale neposkytuje už žiadne informácie o jeho charakteristikách. Nezamestnanosť totiž môže byť štrukturálna, frikčná alebo cyklická a tieto kategórie detailnejšie vysvetľujú napr. Soukup et al. (2018, p. 251 – 254). Z toho potom vyplýva, že analýzy založené na súhrnnom ukazovateli miera nezamestnanosti môžu byť do určitej miery na niektoré účely nedostatočne detailné. S určovaním „optimálnej“ úrovne nezamestnanosti sa však spája koncept prirodzenej miery nezamestnanosti, ktorá vyjadruje takú hodnotu miery nezamestnanosti, aká sa vyskytuje v normálne fungujúcich podmienkach podliehajúcich určitej frikčnej a štrukturálnej nezamestnanosti. Pojmoslovie „prirodzená“ miera nezamestnanosti neznamena, že ide o konštantu, ktorá sa nedá zmeniť; naopak, naznačuje, že ju určujú charakteristiky trhu práce. Prirodzená miera nezamestnanosti sa niekedy nazýva miera nezamestnanosti neakcelerujúca infláciu (non-accelerating inflation rate of unemployment, NAIRU) a v keynesiánskom koncepte sa spája so sprievodným pojmom plná zamestnanosť. Plnú zamestnanosť treba pritom chápať ako zamestnanosť, ktorá nespôsobuje inflačné tlaky a zároveň zabezpečuje najvyššiu možnú udržateľnú úroveň produktu.

Je však potrebné uviesť, že miera nezamestnanosti úplne nezohľadňuje osoby mimo pracovnej sily, neposkytuje žiadne informácie o kvalite zamestnania pracujúcich osôb a ani o charakteristikách alebo podstate nezamestnanosti či o účasti na iných formách práce, než je zamestnanie (International Labour Office, 2019).

Produkt reprezentuje celkovú úroveň hospodárskej aktivity a operacionalizuje sa pomocou ukazovateľa hrubý domáci produkt (HDP), ktorý vyjadruje celkovú novú pridanú hodnotu všetkých konečných tovarov a služieb, ktoré sa vytvorili (nie nevyhnutne zrealizovali) v danom období. Napriek univerzalite použitia HDP je potrebné podotknúť, že HDP ako ukazovateľ má svoje nevýhody. Do HDP nie sú zahrnuté všetky výrobné činnosti, a to najmä neplatená práca (vykonávaná dobrovoľníkmi a domácnosťami) ani činnosti na čiernom trhu, pretože je nemožné ich presne zmerať a oceniť. Okrem toho „hrubý“ domáci produkt nezohľadňuje odpisy kapitálu, ktorý sa používa pri výrobe produkcie. HDP môže pomôcť pri meraní veľkosti ekonomiky, ako aj jej zmien, ale neodráža blahobyt krajiny. Aj keď sa HDP per capita (HDP vydelený počtom obyvateľov krajiny) často používa na vyjadrenie priemernej

životnej úrovne alebo na pomoc pri kategorizácii krajín, stále nezachytáva elementy života, ktoré sú dôležité pre všeobecný blahobyt (napr. environmentálne škody).

Vo svojej nominálnej podobe HDP odráža infláciu aj neinflačné pohyby cenovej hladiny a na hodnotenie skutočného výkonu ekonomiky aj v kontexte dlhšieho obdobia je nevyhnutná jeho inflačná úprava v podobe reálneho HDP. Reálny HDP je konštruovaný tak, aby ukazoval nárast HDP len vtedy, keď sa v ekonomike zvýši množstvo a/alebo kvalita vyrábaných tovarov, tzn. keď dôjde k skutočnému, nielen akémusi „účtovnému“ hospodárskemu rastu.

Hoci HDP má určité obmedzenia (ako každý ekonomický ukazovateľ), aj napriek nim zostáva jedným z najdôležitejších a najpoužívanejších ukazovateľov na meranie hospodárskeho rastu.

Analógia k prirodzenej miere nezamestnanosti či plnej zamestnanosti je potenciálny produkt, ktorý reprezentuje takú maximálnu možnú úroveň produktu, resp. reálneho HDP, ktorú je ekonomika schopná vyprodukovať v podmienkach plnej zamestnanosti a nedochádza pri nej k inflačným tlakom. Niekedy sa pri potenciálnom produkte hovorí o prirodzenej miere produktu.

Vzájomný vzťah nezamestnanosti a produktu počas hospodárskeho cyklu je v štandardizovanom ekonomickom prostredí typicky inverzný a v ekonómii ho opisuje Okunov zákon, ktorý býva pripisovaný americkému keynesiánskeho ekonómovi Arthurovi M. Okunovi. Hoci vzťah v najjednoduchšej podobe opísateľný koncízny vyjadrením „*rast produktu je sprevádzaný poklesom nezamestnanosti a naopak*“, je pre ekonóma všedný a ničím neprekvapujúci, bol opísaný spoľahlivo až Okunom v jeho konferenčnej stati *Potential GNP: Its measurement and significance*, publikovanej v roku 1962. Dá sa však predpokladať, že v internom prostredí Rady ekonomických poradcov (Council of Economic Advisors, CEA), slúžiacej v ekonomických otázkach ako poradný orgán prezidenta Spojených štátov amerických, tento vzťah sa pri ekonomických analýzach a plánovaní hospodárskej politiky používal už o niečo skôr. Práve z tohto prostredia vzišiel Okunov zákon v období počas druhého roku pôsobenia A. Okuna ako štábného ekonóma (Committee on Banking and Currency, 1965, p. 6).

Napriek tomu, že ide o štatistický (korelačný), a nie štrukturálny (kauzálny) vzťah odvodený z údajov americkej ekonomiky od druhej svetovej vojny do začiatku 60. rokov 20. storočia, jeho empirická vytrvalosť sa zaslúžila o to, že zostáva jednou z najspoľahlivejších ustálených zákonitostí aj v súčasnej makroekonomickej analýze. Všeobecnému uznaniu Okunovho zákona však pomohli dva faktory. Jedným bola jeho relatívna empirická stabilita v čase (tzn. aj od 60. rokov 20. storočia do súčasnosti) a priestore (tzn. nielen pre americkú ekonomiku, ale aj pre iné vyspelé ekonomiky). Druhým faktorom bolo vytvorenie jasnej koncepcnej väzby medzi nezamestnanosťou a produktom, pričom ako referenčný bod autor použil potenciálny produkt. V dôsledku toho sa tento empirický vzťah stal vhodným nástrojom na analýzu a diskusiu o dôležitom politickom probléme nedostatočného využitia hospodárskeho potenciálu a zároveň umožnil používať jednoduché a zrozumiteľné ekonomické princípy. Ide o vzťah, ktorý je akceptovaný keynesiáncami aj monetaristami (Friedman & Wachter, 1974, p. 167).

Okun (1962) prepojí nezamestnanosť a produkt a ich zmeny v čase cez dve hlavné a neskoršie teórie aj praxou osvojené empirické vyjadrenia vzájomného vzťahu: tzv. *diferenčnú verziu a gapovú verziu*. V prvom prípade (diferenčná verzia) sa vo forme regresnej rovnice sleduje vzájomný simultánny vzťah medzi absolútnymi zmenami v miere nezamestnanosti a tempom rastu reálneho HDP počas nejakého časového (obvykle ročného alebo kvartálneho) obdobia. V druhom prípade (gapová verzia) sa vo forme regresnej rovnice dávajú do vzájomného simultánneho vzťahu cyklické fluktuácie miery nezamestnanosti a reálneho HDP vyjadrené cez medzeru nezamestnanosti a medzeru produktu. Ak akceptujeme usporiadanie Okunovej rovnice so zdanlivou kauzalitou idúcou od produktu k nezamestnanosti, veličina reprezentujúca nezamestnanosť bude na ľavej strane a veličina reprezentujúca produkt na pravej strane.

Označme mieru nezamestnanosti symbolom u a reálny HDP symbolom Y . Bude sa predpokladať, že miera nezamestnanosti u osciluje okolo svojej dlhodobej úrovne $\underline{u}$, ktorá bude operacionalizovať pre danú ekonomiku koncept prirodzenej miery nezamestnanosti, a že reálny HDP Y bude oscilovať okolo svojej dlhodobej úrovne $\underline{Y}$, ktorá analogicky bude reprezentovať koncept potenciálneho produktu. K týmto osciláciám u okolo $\underline{u}$ a rovnako Y okolo $\underline{Y}$ bude dochádzať v dôsledku hospodárskeho cyklu. Dolný index t , resp. $t - 1$ bude ukotvovať pozorovanie v príslušnom časovom okamihu. V prípade diferencnej verzie sa porovnáva zmena miery nezamestnanosti $\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$ so (spojitým) tempom zmeny reálneho HDP $\Delta \ln(Y_t) = \ln(Y_t) - \ln(Y_{t-1})$. Zjavne však platí $\Delta \ln(Y_t) = \ln(Y_t/Y_{t-1}) \approx (Y_t - Y_{t-1})/Y_{t-1}$, čo je diskrétné tempo zmeny reálneho HDP. Naproti tomu pri gapovej verzii sa porovnáva medzera nezamestnanosti $G u_t = u_t - \underline{u}_t$ s medzerou produktu $G Y_t = \ln(Y_t) - \ln(\underline{Y}_t) = \ln(Y_t/\underline{Y}_t) \approx (Y_t - \underline{Y}_t)/\underline{Y}_t$. Obe veličiny vyjadrujú, ako ekonomika osciluje okolo dlhodobého trendu nezamestnanosti alebo produktu. Analogicky s diferenčnou verzou pri gapovej verzii medzera nezamestnanosti $G u$ vyjadruje v percentuálnych bodoch cyklický nadstav alebo podstav nezamestnanosti oproti prirodzenej miere (tzn., či a v akej miere ekonomika má nezamestnanosť nad alebo pod úroveň, ktorá smeruje k inflačným tendenciám) a medzera produktu $G Y$ vyjadruje v percentách cyklický previs alebo sklz produktu oproti potenciálu (tzn., či a v akej miere sa prehrieva s inflačnými tendenciami alebo sa nachádza pod potenciálnou úrovňou s recesnými tendenciami).

V prípade diferencnej rovnice takto dostávame pre danú ekonomiku v čase t rovnicu

$$\Delta u_t = \alpha + \beta_t \cdot \Delta \ln(Y_t) + \varepsilon_t \quad (1a)$$

a pri gapovej verzii analogická rovnica má podobu

$$G u_t = \alpha + \beta_t \cdot G Y_t + \varepsilon_t, \quad (1b)$$

kde v oboch rovniciach α reprezentuje časovo invariantný absolútny člen a β_t je časovo variantný Okunov koeficient merajúci intenzitu vzájomnej reakcie nezamestnanosti a produktu počas hospodárskeho cyklu. Diskusia o jeho interpretácii je predmetom článku Boďa (2025). V súlade s konvenciou v tejto oblasti (napr. Jalles, 2019, p. 609; Furceri et al., 2020, p. 672) sa predpokladá, že α je konštantné v čase, zatiaľ čo smernicový parameter β_t v čase variuje. Náhodná zložka ε_t reprezentuje faktory vynechané z okunovského vzťahu, ktoré sa modelujú pomocou náhodného šumu. Hoci z povahy vzťahu (1a) aj (1b) sa možno nazdávať, že je zaťažený

endogenitou (napr. Huang et al., 2020; Aginta et al., 2025), s členom ε_t sa pracuje často tak, akoby bol nekorelovaný s regresorom $\Delta \ln(Y_t)$ v rovnici (1a) alebo s regresorom GY_t v rovnici (1b). Tento článok sa uspokojuje s korelačnou nekauzálnou interpretáciou Okunovej rovnice (1a) alebo (1b), a tak sa prípadná korelácia medzi náhodnou zložkou a ε_t a príslušným regresorom $\Delta \ln(Y_t)$ alebo GY_t explicitne neošetruje.

Keďže jedným z predmetov štúdia makroekonómie je cyklické správanie ekonomiky a poslaním stabilizačnej politiky je tlmieť fluktuácie, ktoré nastávajú počas hospodárskeho cyklu, je pochopiteľné, že gapová verzia má vyššiu vypovedaciu silu než diferenčná verzia. Jej aplikácia si však vyžaduje znalosť dlhodobej úrovne nezamestnanosti, resp. prirodzenej miery nezamestnanosti u , a znalosť dlhodobej úrovne produktu, resp. potenciálneho produktu Y . Od týchto veličín sa totiž odvodzujú obe gapové veličiny G_u a GY , ktoré následne vystupujú ako regresand a regresor v rovnici (1b). Obe podkladové veličiny je však potrebné odhadnúť a pri ich odhadovaní sa spravidla konceptualizujú ako dlhodobý trend. Akademický výskum vo sfére Okunovho zákona totiž inklinuje k mechanickým a teoretickým štatistickým filtrom alebo časovoradovým dekompozičným technikám (cf. Boďa & Považanová, 2023, p. 1469), medzi ktorými má nespornú dominanciu Hodrickov-Prescottov (HP) filter napriek svojim inherentným nedostatkom (Boďa & Považanová, 2025, p. 27). Formulácia filtra vyvinutého (možno azda presnejšie znovaobjaveného) Hodrickom & Prescottom (1997) predpokladá, že časový rad pozostáva z permanentnej (trendovej) a tranzitórnej (cyklickej a iregulárnej) zložky a odhaduje permanentnú zložku kompromisom medzi ideálnym kopírovaním priebehu časového radu („fitom“) a hladkosťou získanej trajektórie. Kompromis medzi natrasovaním časového radu a hladkosťou filtrátu sa reguluje pomocou vyhladzovacieho parametra, okolo ktorého hodnoty sa vedú diskusie (napr. Ravn & Uhlig, 2002; de Jong & Sakarya, 2016). HP filter býva často kritizovaný pre distorzie na začiatku a na konci filtrovaných časových radov a môže dokonca indukovať falošné cyklické oscilácie (Pedersen, 2001, p. 1082). Prvý nedostatok je možné eliminovať napr. pomocou augmentačnej procedúry koncipovanej v článku Kaiser & Maravall (1999), podľa ktorej sa filtrované časové rady na začiatku a na konci disponibilného časového rozpätia rozšíria o niekoľko retrospektívnych a prospektívnych predikcií použitím automatickej ARIMA procedúry, aplikuje sa HP filter na augmentované časové rady a nakoniec sa eliminujú predikcie pridané k časovým radom v prvom kroku. O druhom nedostatku prebieha intenzívna diskusia, ktorá však ukazuje, že ani filtračné prístupy, ktoré boli slávnostne proponované ako lepšia alternatíva k HP filtru, nie sú univerzálne lepšie, dokonca často zlyhávajú (napr. Siemers, 2024). Závažným problémom, ktorý vyvstáva pri HP filtri, pričom je symptomatický pre každý štatistický filtračný model, je jeho neschopnosť podchytiť náhle šokové zmeny v cyklickom priebehu sledovanej veličiny (napr. Perron & Wada, 2016, p. 281 – 283). Ide o problém, ktorý je akcentovaný predovšetkým pri odhadovaní hospodárskych cyklov, resp. medzery produktu. Ostro sledovaným pri takto smerovaných kritikách je práve HP filter ako akademicky konvenčná a najpopulárnejšia filtračná technika. V reakcii na rekurentné kritiky, že HP filter potenciálne generuje prehliadaním náhlych štruktúrnych šokov klamlivé cyklické oscilácie, Maranzano & Pelagatti (2025a) vyvinuli rektifikáciu HP filtra, tzv. HP filter so

skokmi (Hodrick-Prescott filter with jumps, HPJ filter).¹ Podkladový model je principiálne jednoduchý a využíva pritom stavovú (state space) reprezentáciu HP filtra, v ktorej trendový komponent tradične aditívne tvoria tri členy: úrovňový, smernicový (aktualizačný) a šum. Úrovňový aj smernicový člen majú buď ideálne, alebo modifikovane náhodný charakter, kým šumový komponent je degenerovanou nulovou náhodnou veličinou. Takýto prepis HP filtra je dobre známy už vyše 30 rokov (napr. Harvey & Jaeger, 1993, p. 233). Maranzano & Pelagatti (2025a) modifikovali stavovú reprezentáciu HP filtra tak, že aktivovali variabilitu šumu trendového komponentu a naviazali ju na variabilitu šumového člena smernice. Táto variabilita však nie je konštantná, ale je väčšinou nulová a iba v prípade štrukturálneho šoku sa stane nenulovou. Odhadovacia procedúra HPJ filtra využíva penalizovanú metódu maximálnej vierohodnosti kombinovanú s výpočtovými možnosťami Kalmanovho filtra (na získanie gaussovskej logaritmickej vierohodnosti).

3. FAKTORY VYSVETĽUJÚCE TEMPORÁLNU VARIANCIU A PRIESTOROVÚ HETEROGENITU OKUNOVHO ZÁKONA

Je už štylizovaným faktom v oblasti výskumu Okunovho zákona, že Okunova rovnica nie je fixná v čase, ale podlieha temporálnym zmenám, ktoré boli detailne dokumentované už v 90. rokoch 20. storočia (napr. Weber, 1995; Moosa, 1997). Temporálna stabilita Okunovej rovnice a samotného Okunovho koeficientu je spochybiteľná existenciou technického pokroku, novými technologickými riešeniami, globalizáciou (alternatívne aj deglobalizáciou), posunmi v povahe práce (napr. v dôsledku digitalizácie pracovných činností), zmenami v participácii pracovnej sily, ale v neposlednom rade aj v dôsledku intervencií fiškálnej a monetárnej politiky (napr. Campos et al., 2024, p. 1).

Okunov zákon má však tendenciu variovať nielen v rámci jednej ekonomiky. Zistilo sa, že Okunov zákon platí v širokom súbore ekonomík, ale silnejšie a preukaznejšie vo vyspelých ako v rozvojových ekonomikách (napr. An et al., 2017; Ball et al., 2019). Možno diskutovať, či pre existenciu okunovského vzťahu medzi nezamestnanosťou a produktom je potrebná určitá vyspelosť ekonomiky s primerane pokročilou ekonomickou infraštruktúrou, alebo nezamestnanosť v rozvojových ekonomikách nie je z rozličných dôvodov dostatočne a adekvátne vykazovaná. Bez ohľadu na skutočný dôvod toto pozorovanie vedie k hrubej paušalizácii (s častými výnimkami), že nezamestnanosť viac vzájomne reaguje s produktom v prosperujúcich ekonomikách. Štúdie zameriavajúce sa na vysvetľovanie priestorovej heterogenity Okunovho zákona ustálili určitú množinu explanatórnych faktorov, ktoré sa považujú za relatívne robustné determinanty Okunovho koeficientu a ktorých priestorová variabilita dovoľuje vysvetliť observované rozdiely v (odhadnutých) Okunových koeficientoch. Následne je prirodzené akceptovať, že ak tieto faktory vysvetľujú priestorovú heterogenitu v Okunových koeficientoch, tým, že nie sú konštantné, ale časom sa menia spolu s ekonomickým prostredím, svoju temporálnu variáciu prenášajú do Okunových koeficientov a indukujú ich temporálne variantný priebeh. To dovoľuje písať v rovniciach (1a) a (1b) Okunov koeficient s dolným časovým indexom ako β_t .

¹ Je pritom azda trochu paradoxné, že empirická verifikácia HP filtra v rôznych kontextoch nekonštatovala jeho vyššiu zraniteľnosť, ale skôr naopak, horšiu spôsobilosť zohľadniť tieto šoky v odhade kľúčovej cyklickej veličiny, keďže tento šok je absorbovaný v odhade trendového komponentu (Perron & Wada 2016, p. 294).

Celkovo ide o faktory, ktoré majú, či už priamo, alebo nepriamo, vplyv na trh práce alebo produkt, sú súčasťou komplexného systému formujúceho ekonomické podmienky v každej krajine a nakoniec určujú rozmanitosť výsledkov výskumu Okunovho koeficientu medzi krajinami. Vychádzajúc napr. z prác Ball et al. (2019), Pizzo (2019), Furceri et al. (2020) a Maza (2022), možno tieto faktory rozdeliť do niekoľkých bazálnych kategórií:

1. *Charakteristiky trhu práce, charakteristiky pracovnej sily, jej výkon a cena.* Trh práce sa meria ukazovateľmi vyjadrujúcimi relatívnu veľkosť pracovnej sily alebo zamestnanosti, hodnotí sa zloženie zamestnanosti z hľadiska využívania určitého typu kontraktov, stability zamestnania či dĺžky pracovného času, ale sleduje sa napr. aj rozsah samozamestnanosti. Pracovná sila sa posudzuje z hľadiska pohlavia, dosiahnutého vzdelania alebo kvalifikácie, ale patrí sem aj miera nezamestnanosti v rôznych vekových kohortách, samotný vývoj pracovnej sily, nesúlad z hľadiska pracovných zručností alebo požiadaviek. Samotný výkon a cena pracovnej sily sa merajú ukazovateľmi produktivity práce vzhľadom na zamestnanca alebo odpracovanú hodinu alebo hodinovými mzdovými nákladmi, či nákladmi práce na jednotku produkcie.
2. *Štruktúra ekonomiky.* Štrukturálne sa ekonomika posudzuje ako podiel zamestnanosti v určitom hospodárskom sektore alebo ako podiel pridanej hodnoty hospodárskeho sektora na celkovom HDP. Konštruujú sa aj indexy ekonomickej diverzifikácie, ale sleduje sa aj relatívna veľkosť neformálnej alebo tieňovej ekonomiky.
3. *Regulácia trhu práce a trhu tovarov a služieb.* Intenzita regulácie trhu práce sa meria ukazovateľmi typu regulácia pracovného času, regulácia prijímania zamestnancov, minimálna mzda či náklady na prepúšťanie zamestnancov. Trh tovarov a služieb sa meria napr. nákladmi na byrokráciu, administratívnymi požiadavkami alebo licenčnými obmedzeniami.
4. *Sociodemografické faktory.* Patrí sem relatívna veľkosť populácie, jej zloženie z hľadiska pohlavia či hustota, vývoj populácie, migračné ukazovatele, miera urbanizácie alebo podiel rurálneho obyvateľstva.
5. *Inovačná kapacita.* Inovációschopnosť býva vyjadrená ako výdavky na výskum a vývoj relatívne k HDP alebo per capita, ale dá sa merať aj počtom registrovaných, udelených patentov alebo patentových prihlášok.
6. *Východiskové všeobecné ekonomické podmienky na osi nezamestnanosť – produkt.* Ukazuje sa, že Okunov zákon závisí od komparatívnej ekonomickej úrovne reprezentovanej reálnym HDP per capita alebo úrovne nezamestnanosti. Používajú sa tu však aj premenné merajúce fázu hospodárskeho cyklu.
7. *Inštitucionálna infraštruktúra.* Kvalita inštitúcií sa meria pomocou indexov právneho štátu, kontroly korupcie, regulátornej kvality či efektívnosti štátnej správy.

Ďalšou kategóriou, ktorá vyvstáva v prípade špecifických podmienok pobaltských ekonomík, je *miera zapojenia do medzinárodných ekonomických vzťahov*. V tejto súvislosti je potrebné postihnúť jednak cezhraničný tok tovarov a služieb, jednak výrobných faktorov (tzn. kapitálu a pracovnej sily), a to najrealistickejšie v relatívnom vyjadrení ako podiel exportu a importu na HDP, otvorenosť ekonomiky, podiel priamych zahraničných investícií na HDP alebo čistá migrácia relatívne k populácii.

Autori tohto článku detegovali iba jednu štúdiu, kde sa v nejakej podobe skúmal vplyv internacionalizácie na Okunov zákon (Aleksandravičienė et al., 2024), a to prostredníctvom importných a exportných aktivít a investičných tokov.

Je vhodné dodať, že neexistuje žiadna štúdia, ktorá by skúmala vplyv všetkých vytypovaných faktorov na Okunov zákon. Výskum je v tomto smere obmedzený množstvom a kvalitou dostupných dát, ako aj limitovanou schopnosťou modelovania vplyvu viacerých faktorov na vzťah nezamestnanosti a outputu. Okrem toho takmer každá determinanta, ktorá do určitej miery súvisí s produktom alebo trhom práce, sa môže stať faktorom v takýchto štúdiách, čo znamená, že teoreticky nie je možné hodnoverne zohľadniť všetky faktory.

4. INTEGROVANÉ ODHADOVANIE A VYSVETĽOVANIE OKUNOVHO ZÁKONA POMOCOU MODELU SO SYSTEMATICKY VARIUJÚCIMI FUNKČNÝMI KOEFICIENTMI

V prevládajúcej literatúre (napr. Jalles, 2019; Ball et al., 2019; Furceri et al., 2020; Maza, 2022) sa pri vysvetľovaní heterogenity v Okunovom zákone používa dvojfázový prístup, pri ktorom sa odhadne rovnica (1a) alebo (1b) pre skupinu ekonomík, potenciálne s konštantnou hodnotou Okunovho koeficientu (v prípade väčšej prierezovej dimenzie). Následne sa *odhadnuté* Okunove koeficienty regresne vysvetľujú za pomoci vyselektovaných explanatórnych faktorov, ktorých základný prehľad bol zostavený v predošlej časti. Regresné odhadovanie v druhej fáze je založené na vhodnom variante realizovateľných najmenších štvorcov FGLS, pričom každý variant má nedostatky *sui generis* (cf. Lewis & Linzer, 2005). Naproti tomu Dixon et al. (2017, p. 2760) – síce v kontexte modifikovanej nepravdej Okunovej rovnice – predpokladali bez nejakého špeciálneho štatistického zdôvodnenia, že Okunov koeficient závisí lineárne od podielu zamestnancov zamestnaných na dobu určitú (stručnejšie po anglicky, share of temporary workers), čo formálne predstavuje napr. vyjadrenie $\beta_t = \delta_0 + \delta_1 z_t$, kde z_t je predmetná explanatórna veličina.

V článku sa pracuje so zovšeobecnením prístupu v podstate „vyskúšaného“ Dixonom et al. (2017, p. 2760). Zavádza sa takto model so systematicky variujúcimi koeficientmi vyjadrenými funkčne závislými od vektora štrukturálnych parametrov. Predpokladá sa, že Okunov koeficient β_t reaguje funkčne na K faktorov zviazaných s trhom práce či širším ekonomickým a inštitucionálnym prostredím, a že sa s nimi vyvíja. Tie budú zapisované v podobe $(K + 1)$ -rozmerného vektora, ktorý má na prvom mieste jednotku na vyjadrenie absolútneho člena, schematicky $\mathbf{z}_t = (1, z_{1t}, \dots, z_{Kt})'$. Pri použití lineárneho formátu funkčného vzťahu, ale teraz s konštantnými parametrami, Okunova rovnica (1a), resp. (1b) je rozšírená o ďalšiu štrukturálnu (neregresnú, tzn. deterministickú) rovnicu v podobe

$$\beta_t = \boldsymbol{\delta}' \mathbf{z}_t, \quad (2)$$

kde $\boldsymbol{\delta} = (\delta_0, \delta_1, \dots, \delta_K)'$ je $(K + 1)$ -rozmerný koeficient parametrov. To potom znamená, že Okunova rovnica (1a) môže byť prepísaná do nasledujúceho tvaru pre diferenčnú verziu

$$\Delta u_t = \alpha + \boldsymbol{\delta}' \mathbf{v}_t + \varepsilon_t, \quad (3a)$$

kde $\mathbf{v}_t = \mathbf{z}_t \cdot \Delta \ln(Y_t)$ je $(K + 1)$ -rozmerný vektor explanatórnych premenných systematicky prenasobených $\Delta \ln(Y_t)$. Podobne Okunova rovnica (1b) nadobúda pre gapovú verziu tvar

$$G_{it} = \alpha + \boldsymbol{\delta}' \mathbf{w}_t + \varepsilon_t, \quad (3b)$$

v ktorom však $\mathbf{w}_t = \mathbf{z}_t \cdot GY_t$ je $(K + 1)$ -rozmerný vektor explanatórnych premenných prenasobených systematicky GY_t .

Nie je síce obligátne, aby vektor $\mathbf{z}_t$ v skutočnosti obsahoval aj konštantný člen (s malými dôsledkami na rozmery uvádzaných výrazov), ale aj štatisticky, aj ekonomicky to možno iba odporúčať. Ak navyše faktory v $\mathbf{z}_t$ sú volené vhodne tak, aby boli exogénne pre Δu_t , resp. G_{it} , a pri ignorovaní endogenity v Okunovej rovnici je odhadovanie rovnice (3a) alebo (3b) veľmi jednoduché a stačí použiť metódu bežných najmenších štvorcov OLS. Získajú sa takto odhady parametrov α a $\boldsymbol{\delta}$ v podobe $\mathbf{a}$ a $\mathbf{d}$, ktoré umožnia zrekonštruovať presnejšie odhadnúť Okunove koeficienty vzťahom

$$b_t = \mathbf{d}' \mathbf{z}_t, \quad (4)$$

kde b_t je odhadom β_t . Ide výlučne o empirický variant rovnice (2). Vzhľadom na to, že rovnica (3a) aj (3b) sú *ipso facto* klasickým lineárnym regresným modelom, inferencia je pri gaussovskej náhodnej zložke ε_t jednoduchá. Ak označíme kovariančnú maticu OLS estimátora vektora $\boldsymbol{\delta}$, ktorá plynie zo štandardných inferenčných úvah, symbolom $\mathbf{S}_d$, denotujeme $(1 - \gamma/2)$ -kvantil Studentovho T-rozdelenia s v stupňami voľnosti symbolom $t_{1-\gamma/2}(v)$ a predpokladáme odhadovanie založené na N pozorovaniach, potom

$$(b_t - t_{1-\gamma/2}(N-K-2) \sqrt{\mathbf{z}_t' \mathbf{S}_d \mathbf{z}_t}, b_t + t_{1-\gamma/2}(N-K-2) \sqrt{\mathbf{z}_t' \mathbf{S}_d \mathbf{z}_t}) \quad (5)$$

predstavuje (exaktný) $(1 - \gamma) \cdot 100\%$ konfidenčný interval spoľahlivosti pre Okunov koeficient β_t (napr. Greene, 1997, p. 335). I keď by modelu chýbala gaussovskosť, stále by inferenčné úvahy boli aspoň aproximatívne alebo asymptotické.

V tejto súvislosti vyvstávajú minimálne dve praktické otázky. Prvou je, ako vyberať explanatórne faktory do rovnice (2). Na to možno využiť bez nejakých problémov vhodnú špecifikačnú metódu implementovanú podľa situácie do modelu zadaného rovnicou (3a) alebo (3b). Autori tohto článku favorizujú informačné kritériá, osobitne Schwarzovo informačné kritérium (Schwarz information criterion, SIC). Druhou otázkou je, do akej miery sa využije panelový formát, ak sa prezentovaný model uplatňuje na panel ekonomík. Rovnice (3a) a (3b) je možné ľahko adaptovať do panelového kontextu a napr. zaviesť aj špecifické fixné efekty pre jednotlivé krajiny, ktoré by nahradili absolútny člen α . Zjavne je žiaduce sa pri výbere oprieť o vhodné špecifikačné testy. Panelové spracovanie si však vyžaduje predpoklad, že Okunov zákon v sledovanom bloku národných ekonomík je vzájomne determinovaný spoločnými explanatórnymi faktormi.

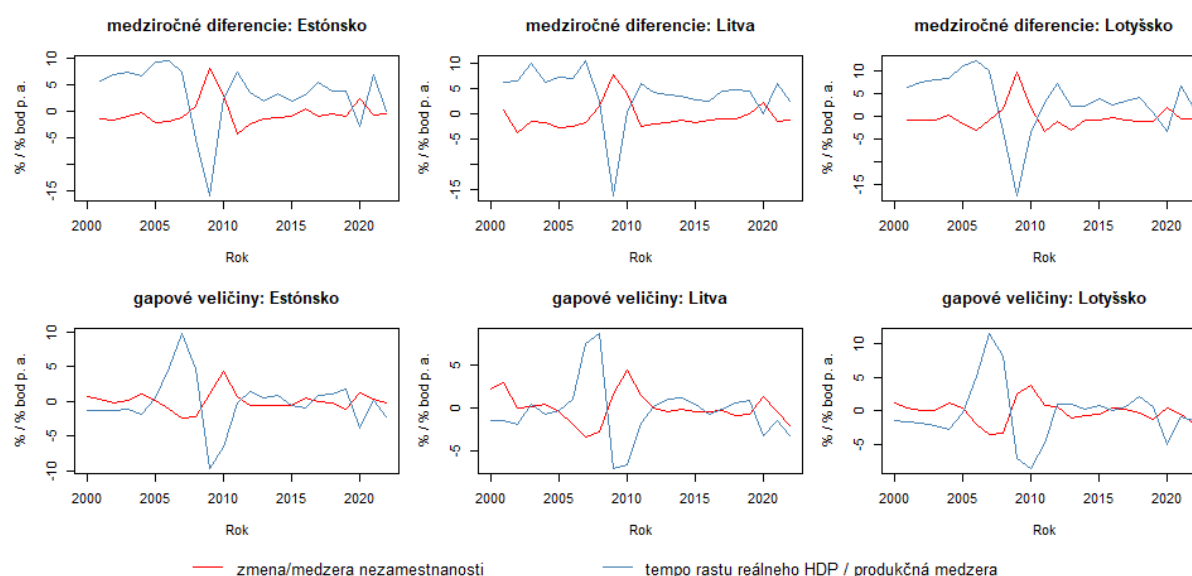
5. APLIKÁCIA NA POBALTSKÉ KRAJINY

Estónsko, Lotyšsko a Litva sú malé, otvorené, exportne orientované ekonomiky, ktoré majú vo svojej histórii mnoho spoločných črt prejavujúcich sa silne v ekonomickej sfére. Tieto tri štáty sa oddelili od Sovietskeho zväzu v rovnakom čase, čím začali svoju ekonomickú tranzíciu a realizovali takmer identickú hospodársku politiku. Estónsko, Lotyšsko a Litva si zachovali podobnú makroekonomickú orientáciu aj po prechode na trhovo orientované hospodárstvo. Tieto štáty súčasne vstúpili do Európskej únie v roku 2004 a do schengenského priestoru v roku 2007. O niekoľko rokov neskôr sa stali súčasťou eurozóny (Estónsko v roku 2011, Lotyšsko v roku 2014 a Litva v roku 2015). Tieto tri pobaltské štáty sú v súčasnosti klasifikované ako krajiny s vysokými príjmami, majú vysoký index ľudského rozvoja sledovaný Svetovou bankou a pomerne systematicky smerujú k vedomostnej ekonomike. Vzhľadom na množstvo spoločných charakteristík týchto troch ekonomík je možné študovať ich spoločne ako jeden hospodársky región. Potvrdzuje to aj odborná literatúra. Poissonnier (2017) tvrdí, že pobaltské štáty tvoria úzko integrovaný hospodársky priestor, keďže majú veľmi silné vzájomné priame hospodárske väzby a porovnateľné väzby s tretími krajinami prejavujúce sa vo vyššej intenzite obchodu so severskými štátmi a (inými) členskými štátmi Európskej únie. Rubčinskaitė & Urbšienė (2024) tiež konštatujú, že všetky tri ekonomiky možno považovať za jeden hospodársky región vzhľadom na podobnosti v rozvojových, inštitucionálnych a hospodárskych aspektoch. Tieto východiská vytvárajú priestor na zistenie možného vplyvu vybraných faktorov na pobaltský región ako celok a zároveň dovoľujú modelovanie Okunovho zákona súborne za pomoci súbornej dátovej vzorky zahrnujúcej všetky tri ekonomiky dovedna.

Pri analýze sa použili dáta získané v marci a apríli 2025 z online databáz Svetovej banky (<https://data.worldbank.org>), Organizácie pre hospodársku spoluprácu a rozvoj (<https://data-explorer.oecd.org>) a Eurostatu (<https://ec.europa.eu/eurostat/data/data-base>). Dáta sa zhromaždili na ročnej báze za obdobie 23 rokov od roku 2000 do roku 2022. Začiatok sa zvolil tak, aby boli vylúčené potenciálne erózie vplyvy ekonomickej reštrukturalizácie na trhové podmienky, ktorú pobaltské ekonomiky uskutočnili v 90. rokoch 20. storočia (Deroose et al., 2010). Aj v porovnaní s ostatnými postsocialistickými (a v tomto prípade dokonca postsovietskymi) ekonomikami integrovanými do európskeho integračného zoskupenia možno rok 2000 použiť ako medzník približne stabilizovaných ekonomických pomerov, čo dokladá spomínané prijatie všetkých troch pobaltských štátov v roku 2004 do Európskej únie. Koniec obdobia na analýzu bol podmienený dostupnosťou dát. Kľúčovými veličinami na odhadovanie Okunovho zákona boli miera nezamestnanosti u (vyjadrená ako percentuálny priemer vzhľadom na pracovnú silu vo veku od 15 rokov) a reálny HDP Y v miliónoch eur vyjadrený za použitia deflátora v cenovej hladine roku 2015. Tieto vstupné premenné sa transformovali na medziročné zmeny Δu a $\Delta \ln(Y)$, resp. gapové veličiny G_u a G_Y , postupmi opísanými v druhej časti. Odhadovanie medzier nezamestnanosti a produktu G_u a G_Y , sa opieralo o HPJ filter (Maranzano & Pelagatti, 2025a), teda Maranzanovu-Pelagattiho verziu HP filtra, za použitia kódov zverejnených autormi v online repozitári (Maranzano & Pelagatti, 2025b). Pred samotnou filtráciou sa časové rady miery nezamestnanosti a logaritmovaného reálneho HDP rozšírili na začiatku a na konci adekvátnym ARIMA modelom, ktorý bol špecifikovaný automaticky s využitím ateoretického prístupu založeného na SIC (Kaiser & Maravall 1999). Pri samotnej aplikácii HPJ filtra sa použila vyhladzovacia konštanta 6,25, ktorá v súčasnosti býva preferovaná pre dáta ročnej frekvencie (napr. Ravn & Uhlig, 2002; de Jong & Sakarya, 2016, p. 316; Siemers, 2024, p. 371).

Kľúčové veličiny potrebné na odhadnutie Okunovej rovnice sú znázornené na obrázku č. 1 v šiestich grafoch. Kým prvý riadok grafov mapuje medziročné zmeny nezamestnanosti a produktu, druhý riadok zobrazuje fluktuácie nezamestnanosti a produktu okolo dlhodobej úrovne. Počas sledovaného obdobia mali pobaltské ekonomiky synchronne trajektórie vývoja. Najprv do globálnej finančnej krízy / veľkej recesie reálny HDP rástol stabilným tempom nad 5 % ročne a nezamestnanosť mierne klesala, počas krízových rokov došlo k prudkému poklesu reálneho HDP a nárastu nezamestnanosti. Podmienky vývoja sa ustálili zhruba po roku 2010, hoci pri slabšom medziročnom tempe rastu HDP a nepresvedčivej, aj keď nízkej oscilácii nezamestnanosti. V posledných dvoch rokoch sú zase badateľné manifestácie pandemického obdobia COVID-19 a rusko-ukrajinského konfliktu, hoci v miniatúrnom rozsahu oproti turbulenciám počas krízových rokov 2007 – 2011. Podobnú konsonanciu možno vyčítať aj pri gapových veličinách s tým, že odchýlky reálneho HDP a nezamestnanosti okolo dlhodobej úrovne neboli počas daného obdobia obzvlášť výrazné, avšak cca v rokoch 2006 a 2007 nastalo prudšie prehriatie ekonomiky, nasledované prudkým výkonnostným prepadom v ďalších troch rokoch, čo vysvetľuje, prečo pobaltské ekonomiky boli zasiahnuté veľmi silno globálnou finančnou krízou / veľkou recesiou (napr. Poissoner, 2017, p. 2; Armendariz et al., 2025, p. 6 – 8). V každom prípade podobnosť temporálnych a cyklických variácií kľúčových veličín indikuje, že Okunov zákon v pobaltských štátoch bude mať podobné trajektórie vývoja, hoci potenciálne s odlišnou silou. Nie je teda nerozumné hľadať pri vysvetľovaní týchto trajektórií rovnaké determinanty.

Obrázok č. 1: Kľúčové vstupné veličiny na odhadovanie Okunovej rovnice (medziročné zmeny Δu , $\Delta \ln(Y)$, resp. gapové veličiny G_u , G_Y)



Zdroj: vlastné spracovanie

Zaujímavá je relatívne uniformná zhoda medzi dvoma uvažovanými prístupmi zachytávajúcimi temporálne alebo cyklické variácie týkajúce sa nezamestnanosti a produktu. Pre jednotlivé pobaltské ekonomiky sa získali tieto korelačné koeficienty medzi Δu a odhadnutým G_u : 0,427 (Estónsko), 0,463 (Litva) a 0,405 (Lotyšsko). Medzi $\Delta \ln(Y)$ a odhadnutým G_Y sa zistila korelácia postupne: 0,522 (Estónsko), 0,539 (Litva) a 0,450 (Lotyšsko). Tieto hodnoty indikujú určitú mieru podobnosti medziročného konjunktúrneho vývoja $[\Delta u, \Delta \ln(Y)]$ a fluktuácie ekonomickej aktivity okolo dlhodobej

či potenciálnej úrovne [Gu, GY]. To nie je samozrejmé, lebo nie je automaticky zaručené, že rastúca ekonomika sa nachádza nad svojím potenciálom. Príkladom môže byť americká ekonomika vo väčšine 60. rokov 20. storočia (pozri Okun, 1970, p. 42). Táto zhoda sa však neprenáša do odhadnutých trajektórií Okunových koeficientov medzi diferenčnou a gapovou verziou. Keď sa totiž skorelujú bodové odhady trajektórií Okunových koeficientov na obrázku č. 2, výsledkom sú korelačné koeficienty $-0,164$ (Estónsko), $-0,091$ (Litva) a $-0,175$ (Lotyšsko). To naznačuje, že nezamestnanosť a produkt vzájomne reagovali v sledovanom období v Pobaltí trochu odlišne v zmysle krátkodobého konjunkturálneho vývoja (diferenčná verzia) a v zmysle fluktuácií ekonomickej aktivity okolo dosiahnuteľnej úrovne (gapová verzia). V princípe to nie je ekonomicky prekvapivé tvrdenie. Kým diferenčná verzia Okunovho zákona odráža predovšetkým zmeny ekonomickej aktivity indukované agregátnym dopytom a agregátnou ponukou, gapová verzia subsumuje efekty (nie už časové zmeny) dopytových faktorov, a tak rozdiel medzi sledovanými verziami plyní z príspevku ponukových faktorov do formovania vzájomného vzťahu medzi trhom práce a trhom tovarov a služieb (napr. produktivita, odpracované hodiny, štruktúra ekonomiky, technologické kapacity ap.).

K dispozícii bolo 31 faktorov, ktoré sa brali do úvahy pri vysvetľovaní temporálnej variácie Okunovho koeficientu podľa štrukturálnej vnorenej rovnice (2) a ktoré teoreticky mohli zaplniť vektor z . Tieto faktory mapujú rôzne východiskové podmienky ekonomiky (úroveň nezamestnanosti a nezamestnanosť mladých, produktivita práce a inovačný potenciál), sektorovú štruktúru ekonomiku (podiel sektorových činností na tvorbe pridanej hodnoty), sociodemografické podmienky (populačná štruktúra a pohyb, úroveň vzdelanosti), rôzne aspekty trhu práce (zamestnávanie na kratší pracovný čas, samozamestnanosť, kvalifikačné charakteristiky) a zapojenie do medzinárodného pohybu tovarov a služieb či do medzinárodného toku kapitálu (podiel exportu, importu a priamych zahraničných investícií na HDP). Je azda náležité priznať, že táto množina je sčasti zvolená heuristicky, keďže ukazovatele sektorovej štruktúry ekonomiky vlastne ukazujú, kde a ako produkt vzniká (charakterizujú teda produkčnú stranu tvorby novej hodnoty), kým podiel exportu a importu opisuje, ako sa vytvorený produkt používa vo vzťahu k zahraničiu (charakterizujú teda výdavkové určenie novovytvorenej hodnoty). Na druhej strane sa súbežným zvažovaním oboch stránok dosahovania produktu (tzn. tvorba a použitie) môže získať lepší pohľad na činitele ekonomických vzťahov potenciálne ovplyvňujúcich súbežnosť trhu práce a trhu tovarov a služieb. Dopyt pochádzajúci zo zahraničia (export) alebo realizovaný vo vzťahu k zahraničiu (import) môže stimulovať alebo modifikovať určitú sektorovú štruktúru ekonomiky a, naopak, samotné rozvrhnutie štruktúry ekonomiky cez rôzne ekonomické činnosti vytvára predpoklady na exportné aktivity alebo indukuje určité importné potreby. Tieto väzby jedným aj druhým smerom prechádzajú cez trh práce a môžu sa prejaviť v Okunovom zákone.

Disponibilné časové rozpätie 23 rokov generovalo dátovú množinu 66 ročných pozorovaní pre diferenčnú verziu Okunovho zákona a 69 ročných pozorovaní pre gapovú verziu so zjavnými obmedzeniami na štrukturálne vysvetľovanie Okunových koeficientov v zmysle rovnice (3a), resp. (3b). Úsporná a minimalistická realizácia tohto prístupu si vyžaduje aspoň 4 regresné parametre: spoločnú lokujúcu konštantu α pre vonkajšiu rovnicu a tri rôzne lokujúce konštanty δ^{EST} , δ^{LTU} , δ^{LVA} pre vnútornú štrukturálnu rovnicu; pre každú pobaltskú ekonomiku zvlášť (Estónsko δ^{EST} , Litva δ^{LTU} a Lotyšsko δ^{LVA}). Tým, že δ^{EST} , δ^{LTU} a δ^{LVA} stoja pri binárnych nula-jednotkových

premenných násobených $\Delta \ln(Y)$ alebo GY , nevzniká žiaden problém s multikolinearitou a táto špecifikácia je rozumná. Je však zrejmé, že dodatočných vysvetľujúcich faktorov zahrnutých do vektora z by nemalo byť príliš veľa, ale zároveň je ich možné rozumne vybrať spomedzi pomerne početnej počiatkovej množiny. Bol pritom použitý dvoj krokový selekčný postup.

Najprv sa v kontexte rovníc (3a) a (3b) aplikovala konvenčným spôsobom procedúra LASSO (least absolute shrinkage and selection operator) proponovaná Tibshiranim (1996) tak, aby minimalistické parametre α , δ^{EST} , δ^{LTU} , δ^{LVA} boli vždy zahrnuté, pričom ℓ_1 -penalizačný parameter sa stanovil 10-násobnou krížovou validáciou. Premenné, ktorým regularizačným mechanizmom priradilo LASSO nulovú hodnotu regresného koeficientu, boli v ďalšom kroku zanedbané. Výsledkom pre diferenčnú verziu a rovnicu (3a) bolo 7 potenciálnych explanatórnych faktorov: miera nezamestnanosti (UR), štátne výdavky na výskum a vývoj per capita v eurách, podiel poľnohospodárstva na tvorbe HDP, podiel exportu na HDP (EXP2GDP), podiel dočasných kontraktov na zamestnanosti, podiel priamych zahraničných investícií do krajiny netto na HDP (FDI2GDP) a podiel migrácie netto na celej populácii (NETMIGR). V prípade gapovej verzie a rovnice (3b) išlo o tri faktory: podiel krátkodobých kontraktov na zamestnanosti, podiel priamych zahraničných investícií do krajiny netto na HDP (FDI2GDP) a podiel migrácie netto na celej populácii (NETMIGR).

Následne sa systematicky prehľadávali všetky modely, ktoré okrem parametrov α , δ^{EST} , δ^{LTU} , δ^{LVA} obsahovali iba uvedené premenné z redukovanej množiny, a vybrala sa špecifikácia minimalizujúca kritérium SIC. Do rovnice (3a) pre diferenčnú verziu boli vybrané UR a EXP2GDP a do rovnice (3b) pre gapovú verziu boli zavedené FDI2GDP a NETMIGR. Regresné rovnice pri prehľadávaní priestoru modelov a pri odhadovaní finálnej špecifikácie sa odhadli pomocou OLS bez zohľadnenia interakcií alebo členov vyjadrujúcich nelineárny priebeh.

Tabuľka č. 1 približuje základnú deskriptívnu štatistiku vstupných premenných pre každú pobaltskú ekonomiku samostatne. Pre úplnosť sú obsiahnuté nielen kľúčové veličiny na odhadovanie Okunovho zákona, tzn. Δu a $\Delta \ln(Y)$ pre diferenčnú verziu a G_u a GY pre gapovú verziu, ale tiež všetky premenné, ktoré vzišli ako potenciálne regresory z prvej fázy selekcie pomocou procedúry LASSO. Poznámka pod čiarou dáva doplňujúcu informáciu o ich konštrukcii či merných jednotkách.

Tabuľka č. 1: Základná štatistika vstupných premenných

	Priemer	Smodch	Minimum	Maximum	Priemer	Smodch	Minimum	Maximum
	Δu				$\Delta \ln(Y)$			
Estónsko	-0,40	2,43	-4,23	7,96	3,23	5,60	-15,82	9,32
Litva	-0,48	2,57	-3,64	7,98	3,97	5,19	-16,06	10,51
Lotyšsko	-0,34	2,65	-3,27	9,80	3,27	6,42	-17,48	12,07
	Gu				GY			
Estónsko	0,00	1,34	-2,47	4,28	-0,22	3,79	-9,64	9,71
Litva	0,01	1,79	-3,42	4,39	-0,35	3,47	-7,05	8,71
Lotyšsko	-0,07	1,65	-3,41	3,90	-0,26	4,36	-8,43	11,42
	UR				RD_pc			
Estónsko	8,65	3,47	4,48	16,58	205,14	173,19	12,94	685,20
Litva	10,28	4,13	4,26	17,84	106,85	87,78	13,82	354,26
Lotyšsko	10,87	3,76	6,08	19,48	64,72	50,52	7,81	203,07
	AGR2GDP				EXP2GDP			
Estónsko	2,97	0,66	1,90	3,90	71,02	9,58	57,15	86,66
Litva	3,73	0,72	2,50	5,60	63,75	13,81	38,51	86,78
Lotyšsko	3,87	0,51	3,10	5,10	53,59	12,45	37,72	77,47
	ER_TEMP				NETMIGR			
Estónsko	2,72	0,59	1,53	4,13	0,08	0,69	-0,40	2,95
Litva	2,83	1,57	1,10	6,32	-0,51	0,96	-2,55	2,55
Lotyšsko	4,66	2,25	2,29	9,50	-0,54	0,56	-1,72	1,17
	FDI2GDP							
Estónsko	8,64	5,35	-3,07	21,67				
Litva	3,54	2,14	-0,96	7,94				
Lotyšsko	3,86	2,49	-0,58	9,78				

Poznámka: Skratka Smodch označuje smerodajnú odchýlku. Všetky uvádzané štatistiky sú vypočítané z plného počtu pozorovaní, tzn. z 23 pozorovaní za roky 2000 až 2022 s výnimkou medziročných zmien Δu a $\Delta \ln(Y)$, keď bolo k dispozícii 22 pozorovaní za roky 2001 až 2022. Medziročná zmena nezamestnanosti Δu je v % bodoch, kým medziročné tempo rastu reálneho HDP $\Delta \ln(Y)$, medzera nezamestnanosti a produktu Gu a GY sú v %. Význam ďalších symbolov je nasledujúci: UR – miera nezamestnanosti (%), RD_pc – výdavky na výskum a vývoj per capita (€), AGR2GDP – pridaná hodnota v poľnohospodárstve (% HDP), EXP2GDP – podiel exportu (% HDP), ER_TEMP – podiel dočasnej zamestnanosti na celkovej zamestnanosti (%), NETMIGR – migrácia netto (% celkovej populácie), FDI2GDP – podiel priamych zahraničných investícií netto (% HDP).

Zdroj: vlastné spracovanie

Za sledované obdobie rokov 2000 až 2022 pobaltské ekonomiky rástli podobným priemerným ročným tempom rastu okolo 3,25 % v prípade Estónska a Lotyšska a cca 4 % v prípade Litvy, a tiež boli výkonnostne v priemere každým rokom pod potenciálom -0,25 p. b. v prípade Estónska a Lotyšska a -0,35 p. b. v prípade Litvy. Odlišnosti sa prejavili silnejšie v amplitúdach gapových odchýlok, ktoré sú signalizované smerodajnou odchýlkou a variačným rozpätím. Lotyšsko jednoznačne preukazovalo komparatívne vyššiu volatilitu hospodárskych fluktuácií, aspoň čo sa týka vývoja produktu. Určitá podobnosť v ekonomickom priebehu pobaltských ekonomík je badateľná aj vo vývoji nezamestnanosti, ktorá za sledované obdobie klesala ročným priemerom medzi 0,34 až 0,48 p. b. a ktorá v priemere bola zhruba na úrovni prirodzenej miery. Markantnejšie rozdiely sa však zisťujú pri 4 premenných,

ktoré boli vybrané ako explanatórne do Okunovej rovnice pomocou kritéria SIC. Napr. Estónsko vykázalo v sledovanom období vyše dvoch dekád komparatívne najnižšiu a zároveň najstabilnejšiu úroveň nezamestnanosti (UR), ale dosiahlo najvyššiu proexportnú úroveň (EXP2GDP) a aj priemernú úroveň priamych zahraničných investícií (FDI2GDP). Ako jediné malo za sledované obdobie temer nulovú priemernú, hoci málo kladnú čistú zahraničnú migráciu, zatiaľ čo v Litve a Lotyšsku v priemere dominovali za sledované obdobie emigračné toky nad imigračnými (NETMIGR).

Výsledok odhadovania sa nachádza v kompaktnej podobe v tabuľke č. 2. Obe odhadnuté rovnice majú pomerne vysokú vysvetľovaciu schopnosť a vysvetľujú cca 75 % celkovej variability zmien či fluktuácií v nezamestnanosti pomocou zmien či fluktuácií v produkte. V porovnaní s typickou vysvetľovacou silou Okunových rovníc odhadovaných pre jednotlivé ekonomiky je vysvetľovacia sila 75 % excelentná (napr. Ball et al. 2019, tabuľky 1 a 4), tým skôr, že teraz sa potenciálne mohla prejavíť heterogenita plynúca zo spojenia dát za tri rôzne pobaltské ekonomiky. To však nepriamo dosvedčuje podobnosť hospodárskeho vývoja a je tiež nepriamou indíciou toho, že pobaltské ekonomiky sa aj z tohto pohľadu javia vyspelé, keďže Okunov zákon v rozvíjajúcom sa ekonomickom prostredí (tzv. developing economies) sa spravidla prejavuje slabšie, nestálejšie a s anomáliami. Napriek uvedenému komentáru o potenciálnej heterogenite medzi pobaltskými krajinami nejde o heterogenitu v štatistickom zmysle slova, keďže heteroskedasticita v odhadnutom modeli sa nepotvrdila (Breuschov-Paganov test). Rovnako sa nepotvrdil ani výskyt autokorelácie v reziduálnej zložke (separátne implementovaný Ljungov-Boxov test).

Pri štatistickom hodnotení regresného výstupu sa bude používať konvenčná hladina významnosti 0,05. Na jednej strane je neuspokojivá insignifikancia lokujúcich štrukturálnych konštánt δ^{EST} , δ^{LTU} , δ^{LVA} pre diferenčnú verziu Okunovho zákona a rovnako insignifikancia lokujúcich konštánt α , δ^{EST} , δ^{LTU} , δ^{LVA} pre gapovú verziu, na druhej strane majú skôr technický význam. Insignifikancia lokujúceho α v gapovej verzii dokonca nie je rušivá ani z teoretického hľadiska, keďže gapová verzia sa často prezentuje bez lokujúcej konštanty (napr. Ball et al., 2019, p. 843)², čo znamená, že v rovnici (1b) a následne (3b) by α nebola uvedená. Podstatná je signifikancia všetkých uvažovaných faktorov. Regresný výstup v tabuľke č. 2 nasvedčuje, že na silu Okunovho zákona v pobaltských štátoch vplýva pre diferenčnú verziu miera nezamestnanosti (UR) a relatívny rozsah exportnej aktivity (EXP2GDP), kým pre gapovú verziu intenzita čistého prítoku priamych zahraničných investícií (FDI2GP) a intenzita čistých migračných tokov (NETMIGR). Inakšie povedané, dosiahnuté výsledky preukazujú, že v pobaltských štátoch súbežný vývoj nezamestnanosti a produktu v zmysle medziročných zmien je formovaný počiatočnou úrovňou nezamestnanosti (UR) a exportnými aktivitami (EXP2GD), ale v zmysle fluktuácií okolo dlhodobej či potenciálnej úrovne v kontexte prehrievania alebo ochabovania ekonomiky je determinovaný zahraničnými investíciami (FDI2GDP) a migračným pohybom (NETMIGR).

² Dôvodom je, že z takejto jednoduchšej gapovej rovnice (1b) sa dá za dodatočných predpokladov získať rovnica pre diferenčnú verziu (1a). Autori tohto článku však rozlišujú rôznu informačnú hodnotu diferenčnej a gapovej verzie Okunovho zákona a nevnímajú diferenčnú verziu ako partikulárne vyústenie gapovej verzie.

Tabuľka č. 2: Regresný výstup

		Diferenčná verzia – rovnica (3a)			Gapová verzia – rovnica (3b)		
		Odhad	Smchyba	P hodnota	Odhad	Smchyba	P hodnota
Konštantá α		0,876	0,222	0,000	-0,062	0,097	0,526
$\Delta \ln(Y)$ -krát, resp. GY-krát	Konštantá δ^{EST}	0,312	0,199	0,123	0,005	0,113	0,966
	Konštantá δ^{LTU}	0,244	0,179	0,177	-0,130	0,070	0,066
	Konštantá δ^{LVA}	0,226	0,158	0,156	-0,026	0,075	0,733
	UR	-0,019	0,007	0,008			
	EXP2GDP	-0,008	0,003	0,008			
	FDI2GDP				-0,024	0,009	0,012
	NETMIGR				0,213	0,037	0,000
Korigované R^2		0,732			0,759		
# pozorovaní		66			69		

Poznámka: Skratka Smchyba označuje smerodajnú (štandardnú) chybu. Označenie δ^* zavádza umelú premennú s hodnotou 1 pre danú krajinu a hodnotu 0 inak. Trio δ^{EST} , δ^{LTU} a δ^{LVA} generuje samostatnú lokujúcu konštantu pre príslušnú krajinu do štruktúrálnej rovnice (2). Regresné odhady boli získané pomocou OLS.

Zdroj: vlastné spracovanie

Odhadnuté hodnoty koeficientov väčšinou ladia s ekonomickou intuíciou. Výsledky diferenčnej verzie dokladajú, že vyššia nezamestnanosť a aj rozsah exportných aktivít za sledované obdobie v pobaltských ekonomikách prispievali k vyššej vzájomnej senzitivite nezamestnanosti a produktu a posilňovali schopnosť trhu práce adaptovať sa spolu s vývojom produktu. Čo sa týka prvého faktora, súvislosť medzi východiskovou mierou nezamestnanosti a silou Okunovho zákona je tradičným predmetom záujmu okunovských štúdií, ale ostatné faktory sú *de facto* inovatívne a ich zvažovanie v tejto analýze pramení zo silnej otvorenosti pobaltských ekonomik a ich závislosti od zahraničných ekonomických vzťahoch. Napr. Jalles (2019, tabuľka č. 2), Ball et al. (2019, p. 857 – 867) preukázali, že vysoká miera nezamestnanosti je sprevádzaná silnejším Okunovým zákonom, hoci Furceri et al. (2020) žiadnu súvislosť nepreukázali. Je pochopiteľné, že pri vyššej miere nezamestnanosti je väčší priestor na jej reakcie smerom nadol alebo nahor spolu s vývojom produktu, pretože vyššia nezamestnanosť signalizuje existenciu disponibilnej pracovnej sily, ktorú je možné v prípade potreby angažovať do produkcie alebo aj vzhľadom na nastavenú atmosféru na trhu práce uvoľniť. V technologicky menej náročných odvetviach potom nie je sklon k hromadeniu práce (tzv. labour hoarding) a ani k rozkladaniu práce (labour spreading). Otázna je však kvalita tejto nevyužitej pracovnej sily a jej štruktúrna zhoda s dopytom po práci zo strany firiem. Nezamestnanosť podľa tabuľky č. 1 v pobaltských štátoch v sledovanom období variovala v rozpätí od cca 4 % do 17 % (v Estónsku a Litve), resp. od 6 % do 19 % (v Lotyšsku), čo dokladá, že značnú časť sledovaného obdobia sa pracovná sila nedostatočne využívala. Pokiaľ ide o úlohu exportu pri vysvetľovaní vzťahu medzi nezamestnanosťou a produktom, interpretáciu trochu komplikuje skutočnosť, že v odhadnutej rovnici nefiguruje ani rozsah importnej aktivity, i keď príslušný koeficient (by) bol insignifikantný. Zahraničným obchodom sa mení prostredníctvom exportu a importu vecná štruktúra domáceho produktu a zároveň sa posilňovaním špecializačných efektov vytvára priestor na vyššiu efektívnosť výroby, lepšiu alokáciu výrobných faktorov a priestor na ekonomický rast (Lipková, 2000, p. 20 – 22). Takto zahraničný obchod napomáha špecializácii ekonomiky a nevyhnutne vedie k určitej štruktúre národného hospodárstva, ktorá je naviazaná na dopyt zo zahraničia a je viac vystavovaná externým šokom. Pobaltské ekonomiky sú

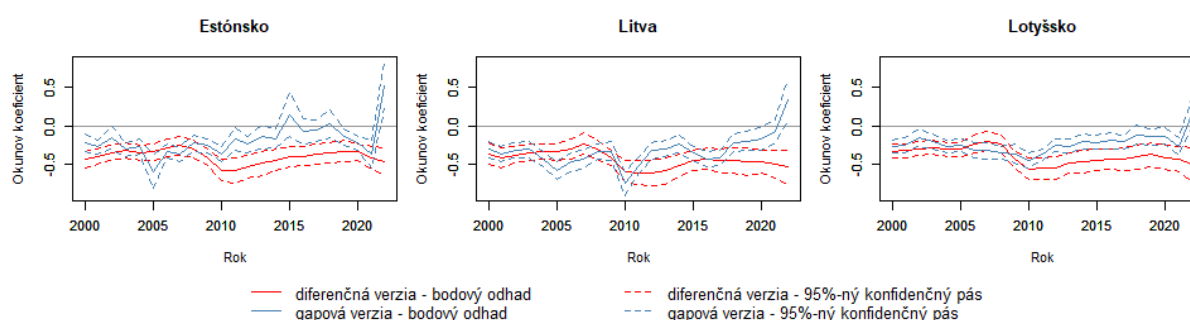
špecializované na produkciu technologicky menej náročných tovarov a majú pomerne veľký poľnohospodársky sektor, hoci odlišnosti nastávajú inde: Lotyšsko a Litva sa špecializujú na výrobu potravín, chemikálií alebo farmaceutík, Estónsko zase ťaží ropu a má rozvinutý elektronický priemysel (Poissoner, 2017, p. 3). V prípade, že sú tieto odvetvia proexportné, sú viac náchylné na fluktuácie v zahraničnom dopyte a efektívne fungovanie firiem si vyžaduje prudšie prispôsobenie využívania pracovnej sily s dopytom, ktorý sa výsledne stotožňuje s produkciou. Vyššia exportná aktivita následne zvyšuje silu Okunovho zákona, lebo tlačí na vyššiu adjustabilitu trhu práce s vývojom produktu. Intenzita tohto tlaku je však otvorená a značne závisí od štruktúry ekonomiky a exportnej orientácie jednotlivých sektorov. Dostupné dáta neumožňujú rozčleniť produkciu jednotlivých odvetví na exportne realizovanú a na domácu produkciu, a tak aj z dôvodu parsimónie – napriek mierne odlišnej štruktúre pobaltských ekonomík, ktoré sa agregovane neprejavujú v mnohom diferencovane – je náležité sa spoliehať na jeden spoločný koeficient.

Z výsledkov pre gapovú verziu vidno, že počas sledovaného obdobia čistý prítok priamych zahraničných investícií zvyšoval a čistý migračný prílev zase oslaboval cyklickú vzájomnú senzitivitu nezamestnanosti a produktu v pobaltských štátoch. Oba sledované faktory merajú na netto báze medzinárodný tok výrobných faktorov, ktorý sprevádza zahraničný obchod. Priame investície kapitálu môžu stimulovať transfer technologického know-how, viesť k modernizácii výroby a ekonomickej konsolidácii firemného prostredia v príslušných odvetviach, následne zvýšiť konkurenčnú intenzitu a tlakom na rast kvalifikácie zamestnancov pôsobiť na zvyšovanie mzdových sadzieb. Vo všeobecnosti sa zahraničným investíciám prisudzuje ozdravný charakter, a preto možno očakávať, že pri previse prílivu nad odlivom investícií sa zvyšuje adjustabilita trhu práce vzhľadom na fluktuácie v produkte. Rovnako pri zvyšovaní mzdových sadzieb v prípade ich aspoň čiastočnej rigidite sa zmeny v rozsahu produkcie prejavia úpravou dopytu po práci, znížením zamestnanosti a zvýšením nezamestnanosti, a teda zosilnením Okunovho koeficientu. Vyhodnotenie vplyvu čistej migrácie je komplikované tým, že tento ukazovateľ neobsahuje informáciu o výške remitencií. Pobaltské štáty zase nie sú obľúbené migračné destinácie a tiež nevykazujú veľmi vysoké migračné saldá. Tabuľka 2 dokazuje, že za sledované obdobie migračné saldo Estónska bolo priemerne temer nulové, kým v ostatných pobaltských ekonomikách v priemere čisto emigrovalo 0,50 % populácie. Typické migračné profily imigrantov do pobaltských štátov a emigrantov z nich nie sú vždy veľmi priaznivé: imigruje skôr menej zručná pracovná sila a emigruje skôr vzdelanejšia pracovná sila, čo aspoň platí pre Litvu a Lotyšsko, i keď pre Estónsko je bilancia zhruba vyrovnaná (Włodarska-Frykowska, 2017, p. 146, 152 – 153). V tomto ohľade sú výsledky kontrainuitívne, keďže by sa dala očakávať záporná (signifikantná) hodnota Okunovho koeficientu. Aj vzhľadom na typicky nízke migračné saldo je možné chápať tento výsledok ako vecne insignifikantný.

Ďalší dôležitý výstup možno nájsť na obrázku č. 2 a sú ním odhadnuté trajektórie Okunovho koeficientu pre každú pobaltickú ekonomiku samostatne spolu s 95 % konfidenčným pásom. Tento priebeh je, pochopiteľne, vykreslený za celé sledované obdobie pre diferenčnú verziu (červená farba) aj gapovú verziu (modrá farba). Kým bodový odhad trajektórie vychádza zo vzťahu (4), konfidenčný pás je určený vzťahom (5). Do oboch vzťahov boli dosadené skutočné hodnoty explanatórnych faktorov UR, EXP2GDP, FDI2GDP a NETMIGR spolu s regresným výsledkom, ktorého hlavná časť bola sumarizovaná v tabuľke č. 2. Aj tu vidno synchronicitu spoločného vývoja. Kým

trajektórie medzi jednotlivými ekonomikami sú pre tú istú verziu Okunovho zákona dosť podobné, táto podobnosť sa vytráca medzi verziami. Pri diferenčnej verzii majú trajektórie Okunovho koeficienta pre Litvu a Lotyšsko koreláciu 0,952, inak pre iné kombinácie je to o niečo slabšia, ale stále presvedčivá korelácia: 0,871 medzi Estónskom a Litvou a 0,883 medzi Estónskom a Lotyšskom. Pre gapovú verziu sú zistené korelácie slabšie a variujú medzi 0,671 až 0,815, pričom najslabšia zhoda je pre Estónsko a Litvu a najsilnejšia zase pre Litvu a Lotyšsko. Naproti tomu trajektórie Okunových koeficientov medzi diferenčnou a gapovou verzou sú vždy slabo negatívne korelované: $-0,091$ pre Lotyšsko, $-0,164$ pre Estónsko a $-0,175$ pre Litvu. Zároveň odhadnuté trajektórie pôsobia dôveryhodne v tom zmysle slova, že sú pomerne stabilné pre diferenčnú verziu alebo postupne sa adaptujúce bez obzvlášť výrazných skokov pri gapovej verzii, i keď tu vidno na konci obdobia efekt pandémie COVID-19 a rusko-ukrajinského konfliktu v relatívnej blízkosti všetkých troch pobaltských štátov. Z ekonomického hľadiska je najcennejšia informácia, že v prípade každej pobaltskej ekonomiky bol Okunov koeficient pre diferenčnú verziu presvedčivo záporný počas celého obdobia bez nejakých výrazných pohybov. Navzdor tomu pri gapovej verzii sa prejavovali poruchy v tomto vývoji, keď ku koncu obdobia v dôsledku spomínaných udalostí sa Okunov koeficient zvýšil a stal sa kladným. Kladná hodnota bola potenciálne indikovaná aj pre Estónsko počas obdobia rokov 2015 – 2017. Potenciálne môže byť toto správanie štatisticky umelo spôsobené problémom HP filtra, ktorý môže napriek snahe o rektifikáciu prejsť do HPJ filtra, avšak podobný priebeh vidno aj na iných analytických grafoch opisujúcich výkonnosť pobaltských ekonomík v rokoch 2021 a 2022, obzvlášť v prípade Estónska (napr. Armendariz et al., 2025, p. 7).

Obrázok č. 2: Odhadnuté trajektórie Okunových koeficientov



Zdroj: vlastné spracovanie

Pre lepšie vyhodnotenie je grafický priebeh obrázku č. 2 sumarizovaný tabelárne v tabuľke č. 3, ktorá navyše konfrontuje konvenčné statické odhady Okunových koeficientov. Tie vznikajú tak, že v rovniciach (1a) a (1b) sa zanedbá časový dolný index pri Okunovom koeficiente, tzn. položí sa $\beta_t = \beta$ pre každý časový okamih t , a rovnice sa odhadnú OLS bez akýchkoľvek pokusov o štrukturálne vysvetľovanie. Na zachovanie komparability bola zavedená spoločná lokujúca konštanta a dovolené samostatné Okunove koeficienty pre každú ekonomiku. Miesto spoločného korigovaného koeficientu determinácie tabuľka 3 udáva pre každú ekonomiku ad hoc dopočítanú hodnotu. Dá sa očakávať, že regresný prístup so systematicky funkčne variantnými koeficientmi bude generovať priemerné hodnoty okunovských trajektórií, ktoré nie sú veľmi odlišné od konvenčne odhadnutých Okunových koeficientov. To platí iba pre diferenčnú verziu. Ako konvenčná metóda pre každú ekonomiku viedla k štatisticky významným odhadom Okunovho koeficientu s uspokojivou vysvetľovacou schopnosťou. Preukaznosť Okunovho zákona vidieť aj z výstupu pre tu uplatňovaný

temporálne variantný prístup modelovania Okunovho zákona, a síce aspoň pre diferenčnú verziu. Vyššiu stabilitu diferenčnej verzie badať aj z nižšej volatility trajektórií Okunových koeficientov, resp. zo smerodajnej odchýlky a rozpätia. Zároveň z tabuľky 3 možno vyčítať, že najsilnejšie sa Okunov zákon komparatívne prejavoval počas sledovaného obdobia v Lotyšsku pre obe verzie zákona. Usporiadanie zvyšných dvoch krajín je jednoznačné iba pri gapovej verzii, kde sa konvenčná metóda a aj tu temporálne variantný prístup zhodujú v zmysle poradia.

Tabuľka č. 3: Základná štatistika odhadnutých temporálne variantných Okunových koeficientov a ich komparácia s konvenčnými statickými odhadmi

	Trajektórie na obrázku č. 2				Konvenčné statické konštantné odhady			
	Priemer	Smodch	Minimum	Maximum	Odhad	P hodnota	KorR ²	# rokov
	Diferenčná verzia							
Estónsko	-0,393	0,087	-0,578	-0,253	-0,364	0,000	0,691	22
Litva	-0,386	0,104	-0,552	-0,196	-0,339	0,000	0,663	22
Lotyšsko	-0,434	0,105	-0,606	-0,230	-0,415	0,000	0,690	22
	Gapová verzia							
Estónsko	-0,182	0,213	-0,589	0,518	-0,286	0,000	0,645	23
Litva	-0,232	0,117	-0,441	0,149	-0,332	0,000	0,762	23
Lotyšsko	-0,323	0,202	-0,744	0,333	-0,385	0,000	0,536	23

Poznámka: Skratka Smodch označuje smerodajnú odchýlku, označenie KorR² vyjadruje Amemiyov korigovaný koeficient determinácie. Uvádzané štatistiky odhadnutých temporálne variantných Okunových koeficientov sa vypočítali z 23 pozorovaní za roky 2000 až 2022 a z tohto časového rozpätia sa zostavili aj konvenčné odhady pre gapovú verziu. V prípade diferenčnej verzie sa konvenčné odhady získali z 22 pozorovaní za roky 2001 až 2022.

Zdroj: vlastné spracovanie

6. ZÁVEREČNÉ POZNÁMKY

Prínos článku do výskumu v oblasti Okunovho zákona je dvojaký a je rozoznateľný v metodologickej aj empiricko-aplikačnej rovine.

Z metodologickej stránky článok rozširuje procedúru navrhnutú pôvodne v tejto oblasti Dixonom et al. (2017) a dopĺňa inak štandardnú Okunovu rovnicu s časovo variantným Okunovým koeficientom o štrukturálnu rovnicu, ktorá spája Okunov koeficient s konkrétnymi determinantami makroekonomického, sociodemografického alebo inštitucionálneho charakteru. V ekonometrickej terminológii sa tento prístup označuje ako (regresný) model so systematicky funkčne variujúcim smernicovým koeficientom. Nespornou výhodou je, že umožňuje kombinovať odhadovanie aj vysvetľovanie Okunovho zákona v jednej fáze, čím prekonáva uzančné a sotva bezproblémové dvojfázové vysvetľovanie Okunovho zákona, ktoré inak dominuje v empirickej literatúre. Zároveň tento prístup umožňuje odstopovať správanie Okunových koeficientov priamo v nadväznosti na vývoj explanatórnych faktorov a možno ho kombinovať s technikami na špecifikáciu regresného modelu (akými sú LASSO alebo iné regularizačné techniky, systematické prehľadávanie priestoru modelov a ich evalvácia vzhľadom na vhodné kritérium). Implementácia v tomto článku predpokladá, že Okunov koeficient možno reprezentovať ako lineárnu kombináciu explanatórnych faktorov, pričom tento vzťah môže zo svojej podstaty byť nelineárny, čo vytvára priestor na použitie napr. zovšeobecnených lineárnych modelov (generalized additive models, GAM) Hastieho a Tibshiraniho (1990) alebo iných adaptívnych techník. V tomto okamihu ako závažnejší nedostatok sa javí absencia

náhodnej zložky v štruktúrálnej rovnici, ktorá by spĺňala vhodné (ne)korelačné predpoklady. Dá sa uvážiť, že jej zaradením do štruktúrálnej rovnice by sa naostatok získal model s náhodnými koeficientmi à la Hildreth & Houck (1968), ktorý vedie na heteroskedastický lineárny regresný model. Autori článku experimentovali s takouto formuláciou v inom kontexte a často sa ukázalo, že náhodná zložka v štruktúrálnej rovnici sa asocjuje pri odhadovaní s prakticky nulovou varianciou, a tak sa domnievajú, že súčasná, azda trochu reštriktívna formulácia je postačujúca.

Z aplikačnej stránky článok odhaduje a vysvetľuje Okunov zákon pre estónsku, litovskú a lotyšskú ekonomiku za obdobie rokov 2000 – 2022, pričom vysoký stupeň ekonomického a celkovo aj spoločenského previazania týchto pobaltských ekonomík umožňuje súbežné modelovanie Okunovho zákona za použitia spojenej dátovej množiny. Podobnosť ekonomického vývoja, a to aj v konfrontácii s hospodárskym cyklom, je vlastne rozoznateľná na celom grafickom výstupe tohto článku. Vzhľadom na vysokú otvorenosť týchto troch ekonomík a ich silné zapojenie do medzinárodných ekonomických vzťahov sa pri vysvetľovaní temporálnej variancie Okunovho koeficientu použili premenné charakterizujúce internacionalizáciu ekonomiky v oblasti cezhraničného toku tovarov a služieb, kapitálu a pracovnej sily. Rámcová idea je jednoduchá, totiž medzinárodný obchod a toky výrobných faktorov môžu ovplyvňovať štruktúru ekonomiky, vybavenie a kvalitu pracovnej sily a následne sa premietajú v sile Okunovho zákona. Je paradoxné, že tradičné explanatórne charakteristiky opisujúce všeobecné podmienky na trhu práce, štruktúru ekonomických činností či východiskové podmienky sa nepreukázali štatisticky signifikantné s výnimkou východiskovej úrovne nezamestnanosti. Naopak, pri vysvetľovaní Okunovho zákona v diferenčnej aj gapovej verzii ako smerodajnými sa ukázali popri miere nezamestnanosti aj rozsah exportnej aktivity, čisté priame zahraničné investície a čisté migračné saldo. Jedine pri poslednom faktore, ktorý charakterizuje populačný tok a tok pracovnej sily vo vzťahu k zahraničiu, sa zistil kontraintuitívny, hoci vecne insignifikantný, utlmujúci vplyv na vzájomnú senzitivitu medzi nezamestnanosťou a produktom. Inakšie možno o sledovanom pobaltskom ekonomickom priestore skonštatovať, že otvorenosť ekonomiky podnecuje silnejšiu adaptabilitu trhu práce spolu s vývojom produktu. Dosiahnuté výsledky zostávajú na korelačnej úrovni, keďže odhadovanie neprihliada na pravdepodobnú endogenitu v Okunovej rovnici, a teda odhadnutá rovnica zostáva na úrovni deskriptívneho prostriedku observačného vzťahu medzi nezamestnanosťou a produktom. V skutočnosti empirický výskum v oblasti Okunovho zákona manipuluje s Okunovou rovnicou ako s korelačným vzťahom, čo sa zase dostáva do logického konfliktu s pokusom o jeho vysvetľovanie, keď je záujem motivovaný záujmom intervencionistickej hospodárskej politiky.

Článok vznikol v rámci riešenia projektovej úlohy VEGA č. 1/0346/25 *Ekonometrické odhadovanie dynamických modelov fiškálnej a monetárnej stabilizačnej politiky*. S cieľom vylúčiť konflikt záujmov sa Martin Boďa ako autor článku nezúčastnil per rollam komunikácie a rokovaní redakčnej rady časopisu Slovenská štatistika a demografia vo veciach týkajúcich sa tohto článku.

LITERATÚRA

Aginta, H., Mendez, C. & Someya, M. (2025). Regional Okun's law and endogeneity: Evidence from the Indonesian districts. *Applied Economics Letters*, 32(3), 329 – 336. <https://doi.org/10.1080/13504851.2023.2267814>

- Aleksandravičienė, A., Butkus, M., & Kadiša, T. (2024). Assessing the effect of trade and FDI on growth-unemployment nexus. *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 19(1), 59 – 91. <https://doi.org/10.24136/eq.3006>
- An, Z., Ghazi, T. & Prieto, N. (2017). Growth and jobs in developing economies: Trends and cycles. *International Monetary Fund Working Paper*, WP/17/257. <https://doi.org/10.5089/9781484329627.001>
- Armendariz, S., de Resende, C., Fan, A., Ferruci, G., Hu, B., Naik, S. & Ugur, C. (2025). Competitiveness and productivity in the Baltics: Common shocks, different implications. *International Monetary Fund Working Paper*, WP/25/18. <https://doi.org/10.5089/9798400299582.001>
- Ball, L., Furceri, D., Leigh, D. & Loungani, P. (2019). Does one law fit all? Cross-country evidence on Okun's law. *Open Economies Review*, 30(5), 841 – 874. <https://doi.org/10.1007/s11079-019-09549-3>
- Bartolucci, F., Choudhry, M. T., Marelli, E. & Signorelli, M. (2018). GDP dynamics and unemployment changes in developed and developing countries. *Applied Economics*, 50(31), 3338 – 3356. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1420894>
- Bentour, E. M. (2025). Required economic growth for job creation: Application to some MENA countries. *Applied Economics Letters* (in press). <https://doi.org/10.1080/13504851.2025.2497428>
- Boďa, M. (2025). Metodologický príspevok k významu a interpretácii Okunovho zákona [Methodological contribution on the meaning and interpretation of Okun's law]. *Slovenská štatistika a demografia*, 35(1), 24 – 40.
- Boďa, M., Medved'ová, P. & Považanová, M. (2015). (A)symetria v Okunovom zákone v štátoch Vyšehradskej skupiny. [(A)symmetry in Okun's law in the Visegrád Group states]. *Politická ekonomie*, 63(6), 741 – 758. <https://doi.org/10.18267/j.polek.1024>
- Boďa, M. & Považanová, M. (2019). Okun's law in the Visegrád Group countries. *Europe-Asia Studies*, 71(4), 608 – 647. <https://doi.org/10.1080/09668136.2019.1598936>
- Boďa, M. & Považanová, M. (2023). How credible are Okun coefficients? The gap version of Okun's law for G7 economies. *Economic Change and Restructuring*, 56(3), 1467 – 1514. <https://doi.org/10.1007/s10644-022-09438-9>
- Boďa, M. & Považanová, M. (2025). A quarter century of Okun's law in scholarly literature. *Journal of the Knowledge Economy* (in press). <https://doi.org/10.1007/s13132-024-02425-7>
- Boďa, M., Považanová, M. & Vitálišová, K. (2025). Okun's law and digitalisation in ASEAN-10 economies. In T. M. V. Kumar (Ed.), *Indo-Pacific e-gateways: Cases from digital economic communities*. Springer.
- Campos, N., Macchiarelli, C. & Mitropoulos, F. (2024). Okun in the euro: New evidence from structural Okun law's estimates for the euro area, 1979 – 2019. *International Monetary Fund Working Paper*, 2024/172.
- Cevik, E., Dibooglu, S. & Barişik, S. (2013). Asymmetry in the unemployment–output relationship over the business cycle: Evidence from transition economies. *Comparative Economic Studies* 55(2), 557 – 581. <https://doi.org/10.1057/ces.2013.7>
- Committee on Banking and Currency (1965). *Nomination of Arthur M. Okun: Hearing before the committee on banking and currency, United States Senate, Eighty-Ninth Congress, First Session, January 26, 1965*. <https://fraser.stlouisfed.org/title/nomination-arthur-m-okun-345>
- de Jong, R. M. & Sakarya, N. (2016). The econometrics of the Hodrick-Prescott filter. *The Review of Economics and Statistics*, 98(2), 310 – 317. https://doi.org/10.1162/rest_a_00523

- Deroose, S., Flores, E., Giudice, G. & Turrini, A. (2010). The tale of the Baltics: Experiences, challenges ahead and main lessons. *ECFIN Economic Brief*, 10 (July 2010). <https://doi.org/10.2765/57802>
- Dixon, R., Lim, G. C. & van Ours, J. C. (2017). Revisiting the Okun relationship. *Applied Economics*, 49(28), 2749 – 2765. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1245846>
- Friedman, B. M. & Wachter, M. L. (1974). Unemployment: Okun's law, labor force, and productivity. *The Review of Economics and Statistics*, 56(2), 167 – 176. <https://doi.org/10.2307/1924436>
- Furceri, D., Jalles, J. T. & Loungani, P. (2020). On the determinants of the Okun's law: New evidence from time-varying estimates. *Comparative Economic Studies*, 62(4), 661 – 700. <https://doi.org/10.1057/s41294-019-00111-1>
- Greene, W. (1997). *Econometric analysis* (3rd. ed.). Prentice Hall.
- Harvey, A. C. & Jaeger, A. (1993). Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 8(3), 231 – 247. <https://doi.org/10.1002/jae.3950080302>
- Hastie, T. J. & Tibshirani, R. J. (1990). *Generalized additive models*. Chapman & Hall.
- Hildreth, C. & Houck, J.P. (1968) Some estimators for a linear model with random coefficients. *Journal of American Statistical Association*, 63(322), 584 – 595. <https://doi.org/10.2307/2284029>
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1 – 16. <http://doi.org/10.2307/2953682>
- Huang, G., Huang, H.-C., Liu, X., & Zhang, J. (2020). Endogeneity in Okun's law. *Applied Economics Letters*, 27(11), 910 – 914. <https://doi.org/10.1080/13504851.2019.1646861>
- International Labour Office (2019). *Quick guide on interpreting the unemployment rate*. International Labour Office.
- Jalles, J. T. (2019). On the time-varying relationship between unemployment and output: What shapes it? *Scottish Journal of Political Economy*, 66(5), 605 – 630. <https://doi.org/10.1111/sjpe.12200>
- Kaiser, R. & Maravall, A. (1999). Estimation of the business cycle: A modified Hodrick-Prescott filter. *Spanish Economic Review*, 1(2), 175 – 206. <https://doi.org/10.1007/s101080050008>
- Lewis, J. B. & Linzer, D. A. (2005). Estimating regression models in which the dependent variable is based on estimates. *Political Analysis*, 13(4), 345 – 364. <https://doi.org/10.1093/pan/mpi026>
- Lipková, Ľ. (2000). *Medzinárodné hospodárske vzťahy*. Sprint vŕa.
- Maranzano, P. & Pelagatti, M. (2025a). A Hodrick-Prescott filter with automatically selected breaks. *Economic Modelling* 150, 1 – 14, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2025.107132>
- Maranzano, P. & Pelagatti, M. (2025b). Hodrick-Prescott filter with jumps. *Bicocca Open Archive Research Data*, V1. <https://doi.org/10.17632/7vdczstjd4.1>
- Maza, A. (2022). Regional differences in Okun's law and explanatory factors: Some insights from Europe. *International Regional Science Review*. 45(5), 1 – 26. <https://doi.org/10.1177/01600176221082309>
- Moosa, I. A. (1997). A cross-country comparison of Okun's coefficient. *Journal of Comparative Economics*, 24(3), 335 – 356. <https://doi.org/10.1006/jcec.1997.1433>

- Moura, A. (2024). Why you should never use the Hodrick-Prescott filter. A comment on Hamilton (The Review of Economics and Statistics, 2018). *Journal of Comments and Replications in Economics*, 3, 1 – 17.
<https://doi.org/10.15456/j1.2024051.1449561565>
- Neifar, M. (2022). Revisit of Okun's law case of Tunisia, Egypt, Morocco, Lebanon, Jordan and Oman. *African Journal of Economic and Management Studies*, 14(4), 539 – 556. <https://doi.org/10.1108/AJEMS-08-2022-0343>
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. In *Proceedings of the Business and Economics Section* (pp. 98 – 103). American Statistical Association.
- Pedersen, T. M. (2001). The Hodrick-Prescott filter, the Slutsky effect, and the distortionary effect of filters. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 25(8), 1081 – 1101.
[https://doi.org/10.1016/S0165-1889\(99\)00059-7](https://doi.org/10.1016/S0165-1889(99)00059-7)
- Perron, P. & Wada, T. (2016). Measuring business cycles with structural breaks and outliers: Applications to international data. *Research in Economics*, 70(2), 281 – 303. <https://doi.org/10.1016/j.rie.2015.12.001>
- Pizzo, A. (2019). Literature review of empirical studies on Okun's law in Latin America and the Caribbean. *International Labour Organization Working Paper*, 252.
<https://www.ilo.org/publications/literature-review-empirical-studies-okuns-law-latin-america-and-caribbean>
- Poissonnier, A. (2017). *The Baltics: Three countries, one economy?* European Economy, Economic Briefs 024. Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission. <https://doi.org/10.2765/763509>
- Raj, B. & Ullah, A. (1981). *Econometrics: A varying coefficients approach*. Crom Helm.
- Ravn, M. O. & Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371 – 376.
<https://doi.org/10.1162/003465302317411604>
- Rubčinskaitė, R. & Urbšienė, L. (2024). What matters for the economic synchronization of the Baltic states. *Empirica*. 51(3), 645 – 678. <https://doi.org/10.1007/s10663-024-09615-1>
- Siemers, L.-H. R. (2024). On the Hamilton-HP filter controversy: Evidence from German business cycles. *Journal of Business Cycle Research*, 20(3), 367 – 409.
<https://doi.org/10.1007/s41549-025-00107-0>
- Soukup, J., Pošta, V., Neset, P. & Pavelka, T. (2018). *Makroekonomie [Macroeconomics]* (3rd ed.) Management Press.
- Tibshirani, R. (1996). Regression shrinkage and selection via the Lasso. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 58(1), 267 – 288. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1996.tb02080.x>
- Weber, C. E. (1995). Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient: A new approach. *Journal of Applied Econometrics*, 10(4), 433 – 445.
<https://doi.org/10.1002/jae.3950100407>
- Włodarska-Frykowska, A. (2017). Migration processes in the Baltic states – the dynamic of change. *Eastern Review*, 6, 143 – 158. <https://doi.org/10.18778/1427-9657.06.10>

RESUMÉ

Článok sa zameriava na pobaltské ekonomiky vo vzťahu k Okunovmu zákonu, ktorý vyjadruje vzájomný vzťah medzi krátkodobým vývojom nezamestnanosti a produktu naprieč hospodárskym cyklom. Článok dopĺňa inak štandardnú Okunovu rovnicu s časovo variantným Okunovým koeficientom o štrukturálnu rovnicu, ktorá

spája Okunov koeficient s konkrétnymi determinantami makroekonomického, sociodemografického alebo inštitucionálneho charakteru. Nespornou výhodou tohto modelu so systematicky funkčne variujúcim smernicovým koeficientom je, že umožňuje kombinovať odhadovanie aj vysvetľovanie Okunovho zákona v jednej fáze, čím prekonáva dvojfázové vysvetľovanie Okunovho zákona, ktoré inak dominuje v empirickej literatúre. Zároveň tento prístup umožňuje odstopovať správanie Okunových koeficientov priamo v nadväznosti na vývoj explanatórnych faktorov a možno ho kombinovať s technikami na špecifikáciu regresného modelu. Článok odhaduje a vysvetľuje Okunov zákon pre estónsku, litovskú a lotyšskú ekonomiku za obdobie rokov 2000 – 2022, pričom vysoký stupeň ekonomického a celkovo aj spoločenského previazania týchto pobaltských ekonomík umožňuje použiť spojenú dátovú množinu. Vzhľadom na vysokú otvorenosť týchto troch ekonomík a ich silné zapojenie do medzinárodných ekonomických vzťahov sa pri vysvetľovaní temporálnej variácie Okunovho koeficientu využili premenné charakterizujúce internacionalizáciu ekonomiky v oblasti cezhraničného toku tovarov a služieb, kapitálu a pracovnej sily. Pri vysvetľovaní Okunovho zákona v diferenčnej aj gapovej verzii sa ako smerodajnými ukázali popri miere nezamestnanosti aj rozsah exportnej aktivity, čisté priame zahraničné investície a čisté migračné saldo. O pobaltskom ekonomickom priestore možno paušálne konštatovať, že otvorenosť ekonomiky podnecuje silnejšiu adaptabilitu trhu práce spolu s vývojom produktu.

RESUMÉ

With a focus on Baltic economies, the articles examines Okun's law, an empirical relationship that captures the intensity of short-run co-movements between unemployment and output over the business cycle. The article complements an otherwise standard Okun equation with a time-varying Okun coefficient by a structural equation that associates the Okun coefficient with specific determinants of macroeconomic, sociodemographic or institutional nature. An indisputable advantage of this model with a systematically functionally varying slope coefficient is its ability to combine both estimation and explanation of Okun's law in a single stage, thereby overcoming the two-stage explanation of Okun's law that otherwise prevails in the empirical literature. At the same time, this approach allows tracing the behaviour of Okun coefficients directly alongside the impact of explanatory factors, and its implementation may also be combined with regression model specification techniques. The article estimates and explains Okun's law for the Estonian, Lithuanian and Latvian economies for the period 2000 – 2022 with the use of a pooled data set, whose pooling is only facilitated by a high degree of economic and societal ties of these Baltic economies. In regard to the high openness of these three economies and their strong involvement in international economic relations, the explanation of the temporal variation of the Okun coefficient also utilized variables characterizing internationalization of an economy in terms of cross-border flow of goods and services, capital and labour force. When explaining Okun's law in both the difference and gap version, in addition to the unemployment rate, the decisive factors also incorporated the extent of export activity, net foreign direct investment and net migration balance. It may be generalized for the Baltic region that economic openness enhances stronger adaptability of the labour market with output.

PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS

Ing. Oksana Sytnyk ukončila štúdium na Ekonomickej fakulte Univerzity Mateja Bela v Banskej Bystrici a jej diplomová práca vedená Ing. Marianou Považanovou, PhD., podnietila vznik tohto článku.

Ing. Mariana Považanová, PhD., je profesiovo a vedecky orientovaná v oblasti makroekonómie a medzinárodných ekonomických vzťahov. Vo výskume sa zaoberá štúdiom krátkodobých hospodárskych fluktuácií s dôrazom na použitie Okunovho zákona, ako aj štúdiom rôznych aspektov európskej ekonomickej integrácie. V súčasnosti pôsobí ako odborná asistentka na Katedre ekonómie Ekonomickej fakulty Univerzity Mateja Bela v Banskej Bystrici.

Doc. PhDr. Ing. Martin Bod'a, PhD., sa svojou vedeckou prácou orientuje na aplikáciu širšieho spektra kvantitatívnych metód v makroekonómii a financiách. Dôkazom jeho vedeckého a odborného etablovania je jeho pôsobenie ako vedeckého tajomníka a podpredsedu pre medzinárodné vzťahy Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti a člena výkonného výboru Federácie európskych národných štatistických spoločností (FENStatS). Jeho profesiová orientácia za ostatné obdobie zahŕňa tri nosné súčasti: 1. makroekonomická empirika zameraná na modelovanie Okunovho zákona a hospodárskych cyklov, 2. aspekty politiky finančnej stability s dôrazom na finančnú intermediáciu, 3. vybrané aspekty korporátnych financií (modelovanie finančnej tiesne a dividendová politika).

KONTAKT

oksana.sytnyk@student.umb.sk

mariana.povazanova@umb.sk

martin.boda@outlook.com

Informatívny článok/Information article

Roman PAVELKA
Štatistický úrad Slovenskej republiky

**PARAMETRIZACE MODELU A MODELOVÁNÍ LINEÁRNÍCH HYPOTÉZ
VYUŽITÍM SYSTÉMU SAS**

**A MODEL PARAMETRISATION AND MODELLING OF LINEAR
HYPOTHESES USING SAS**

ABSTRAKT

Cílem článku je přiblížit metody tvorby a interpretace lineárních hypotéz vycházejících z lineárních regresních modelů s využitím analytických možností vybraných procedur statistického systému SAS. Parametry sledovaných statistických modelů budou odhadovány především řešením normálních rovnic metodou nejmenších čtverců. Analytické procedury v systému SAS dokáží nejen odhadovat parametry statistických modelů, ale jsou vybaveny také funkcionalitou k odhadům lineárních funkcí parametrů statistického modelu. Odhady lineárních funkcí odhadovaných parametrů modelů tak vytvářejí podmínky pro testování obecných lineárních hypotéz, které mohou být konstruovány od jednoduchých až po komplexní porovnání. Modelování zkoumaných statistických hypotéz bude realizováno s pomocí různých způsobů parametrizace regresních efektů statistického modelu, které svým programovým vybavením umožňuje analytický systém SAS. Různá parametrizační pravidla, a tedy různý způsob konstrukce matice plánu statistického modelu, budou proto uplatňovány při tvorbě a modelování lineárních hypotéz. Pro realizaci modelování lineárních hypotéz budou v systému SAS využity analytické procedury REG, GLM a postodhadová procedura PLM.

ABSTRACT

The aim of this article is to present methods for constructing and interpreting linear hypotheses based on linear regression models using the analytical capabilities of selected procedures of the SAS statistical system. The parameters of the examined statistical models will be estimated primarily by solving normal equations using the least squares method. The analytical procedures in the SAS system can not only estimate the parameters of statistical models, but are also equipped with functionality for estimating linear functions of the parameters of the statistical model. Estimates of linear functions of the estimated model parameters thus provide a basis for testing general linear hypotheses, which can range from simple to complex comparisons. The modelling of the examined statistical hypotheses will be implemented using various methods of parameterization of the regression effects of the statistical model, as enabled by the SAS analytical system with its software. Various parameterization rules, and thus different methods of constructing the design matrix of the statistical model, will therefore be applied in the construction and modelling of linear hypotheses. For the implementation of linear hypothesis modelling in the SAS, the analytical procedures REG, GLM and the postestimation procedure PLM will be used.

KLÍČOVÁ SLOVA

analytický systém SAS, lineární hypotéza, odhadnutelná funkce, statistické testování

KEY WORDS

analytical system SAS, linear hypothesis, estimable function, statistical testing

1. ÚVOD

V mnoha studiích se datoví analytici zajímají o testování různých hypotéz. Výchozí výstupy z analytických procedur, který SAS generuje, je omezen na odhady parametrů modelu a porovnání specifických parametrů. V průběhu let byly v systému SAS vyvinuty procedury a příkazy pro odhad lineárních funkcí těchto parametrů a pro testování obecných lineárních hypotéz (v anglickém originále *General Linear Hypothesis*, ve zkratce dále jen jako GLH) pro lineární modely. GLH lze konstruovat jako jednoduchá nebo komplexní porovnání. Mnoho procedur pro statistické modelování, jako například GLM pro modelování obecných lineárních modelů, GENMOD pro modelování nespojitých náhodných proměnných s uživatelsky definovanou korelační strukturou, LOGISTIC pro logistickou regresi a odhady poměru šancí, MIXED pro lineární smíšené modely, GLIMMIX k modelování zobecněných smíšených lineárních modelů, jsou těmito funkcionalitami vybaveny. Konstrukce uvedených příkazů pro generování správného výstupu pro požadovaný odhad nebo hypotézu je pro mnohé analytiky ne zcela jasná. Předkládaný článek chce přiblížit, jak definovat lineární funkci na základě statistického modelu, ilustruje potřebnou syntaxi příkazů a ukazuje různé parametrizace a uspořádání na úrovni faktorů. Součástí tohoto přehledu jsou také uvedeny příklady, které ilustrují celý proces.

2. OBECNÝ LINEÁRNÍ MODEL A TESTOVÁNÍ LINEÁRNÍCH HYPOTÉZ**2.1. OBECNÝ LINEÁRNÍ MODEL (GLM) A ANALÝZA ROZPTYLU**

Východiskem pro modelování lineárních hypotéz bude obecný lineární model, který je podle Rutherforda (2011) dán výrazem

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (2.1)$$

kde

- $\mathbf{Y} = (y_1, \dots, y_n)^T$ je $(n \times 1)$ vektor n hodnot závislých proměnných,
- $\mathbf{X}$ je matice plánu (matice modelu) o rozměrech $n \times (k + 1)$ s n řádky, které odpovídají n pozorováním, a $(1 + k)$ sloupci, kde sloupec jedniček představuje absolutní člen a k sloupců reprezentuje počet nezávislých proměnných, tj.

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & \cdots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix}, \quad (2.2)$$

- $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)^T$ je sloupcový vektor o rozměrech $(k + 1) \times 1$ obsahující k neznámých regresních parametrů a konstantu β_0 reprezentující absolutní člen,
- $\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)^T$ je $(n \times 1)$ vektor n nepozorovatelných chyb modelu.

Pro ukázkou možné analýzy v prostředí SAS je výhodné obecný lineární model (2.1) přeformulovat do tvaru

$$y_{ijk} = \mu + A_i + B_j + (AB)_{ij} + \varepsilon_{ijk}, \quad (2.3)$$

kde

- y_{ijk} je k -té pozorování vysvětlované (závislé) na i -té úrovni faktoru A a j -té úrovni faktoru B ,
- μ je absolutní člen (intercept),
- A_i je i -tá úroveň faktoru A ,
- B_j je j -tá úroveň faktoru B ,
- $(AB)_{ij}$ je interakce mezi hodnotou i -té úrovně faktoru A a j -té úrovně faktoru B ,
- ε_{ijk} je k -tá reziduální hodnota i -té úrovně faktoru A na j -té úrovni faktoru B .

Náhodné chyby ε_{ijk} jsou nezávislé a stejně rozdělené s rozdělením $N(0, \sigma_E^2)$.

Tvar modelu podle (2.3) popisuje obecný lineární model se 2 faktory (označené A a B) s jejich vzájemnou interakcí $(AB)_{ij}$. Pro účely analýzy rozptylu (porovnání průměrů na různých úrovních obou faktorů) je vhodné model (2.3) přepsat do tvaru

$$y_{ijk} = \mu + (\mu_{i\cdot} - \mu) + (\mu_{\cdot j} - \mu) + (\mu_{ij} - \mu_{i\cdot} - \mu_{\cdot j} + \mu) + \varepsilon_{ijk} = \mu_{ij} + \varepsilon_{ijk}, \quad (2.4)$$

kde

- y_{ijk} je k -té pozorování i -té úrovně faktoru A na j -té úrovni faktoru B ,
- μ je absolutní člen (intercept),
- $(\mu_{i\cdot} - \mu)$ je efekt faktoru A , kde $\mu_{i\cdot}$ je marginální střední hodnota i -té úrovně faktoru A ,
- $(\mu_{\cdot j} - \mu)$ je efekt faktoru B , kde $\mu_{\cdot j}$ je marginální střední hodnota j -té úrovně faktoru B ,
- $(\mu_{ij} - \mu_{i\cdot} - \mu_{\cdot j} + \mu)$ je efekt interakce i -té úrovně faktoru A a j -té úrovně B ,
- indexy obsahující symbol $\cdot$ označují průměrné hodnoty na dané úrovni.

Symbolický zápis vektoru parametrů β jako ukázka struktury efektů podle (2.3) je:

$$\beta = (\mu \ \alpha_1 \ \alpha_2 \ \alpha_3 \ \beta_1 \ \beta_2 \ (\alpha\beta)_{11} \ (\alpha\beta)_{12} \ (\alpha\beta)_{21} \ (\alpha\beta)_{22} \ (\alpha\beta)_{31} \ (\alpha\beta)_{32}) \quad (2.5)$$

Programový systém SAS je k analýze rozptylu vybaven několika statistickými procedurami. Pro zpracování vyvážených dat (tj. dat se stejným počtem pozorování pro každou kombinaci klasifikačních faktorů) je určena především procedura ANOVA. Pokud každá kombinace úrovní klasifikačních faktorů neobsahuje stejný počet pozorování (tj. jedná se o nevyvážená data), musí se použít procedura GLM. Procedura GLM poskytuje analýzu vyvážených i nevyvážených dat s možností odhadu parametrů obecného lineárního modelu (SAS Institute Inc., 2025a).

Tabulka č. 1: Analýza rozptylu (ANOVA) obecného lineárního modelu se 2 faktory

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value
Faktor A	$n_A - 1$	$SS_A = n_B * n_I * \sum_{i=1}^{n_A} (\mu_{i\cdot} - \mu)^2$	$MS_A = \frac{SS_A}{n_A - 1}$	$F_A = \frac{MS_A}{MS_E}$
Faktor B	$n_B - 1$	$SS_B = n_A * n_I * \sum_{j=1}^{n_B} (\mu_{\cdot j} - \mu)^2$	$MS_B = \frac{SS_B}{n_B - 1}$	$F_B = \frac{MS_B}{MS_E}$
Interakce A*B	$(n_A - 1) * (n_B - 1)$	$SS_{AB} = n_I * \sum_{i=1}^{n_A} \sum_{j=1}^{n_B} (\mu_{ij} - \mu_{i\cdot} - \mu_{\cdot j} + \mu)^2$	$MS_{AB} = \frac{SS_{AB}}{(n_A - 1) * (n_B - 1)}$	$F_{AB} = \frac{MS_{AB}}{MS_E}$
Error	$n_A * n_B * (n_I - 1)$	$SS_E = \sum_{k=1}^{n_I} \sum_{i=1}^{n_A} \sum_{j=1}^{n_B} (y_{ijk} - \mu_{ij})^2$	$MS_E = \frac{SS_E}{n_A * n_B * (n_I - 1)}$	
Corrected Total	$n_A * n_B * n_I - 1$	$SS_T = \sum_{k=1}^{n_I} \sum_{i=1}^{n_A} \sum_{j=1}^{n_B} (y_{ijk} - \mu)^2$		

Poznámka: n_A označuje počet pozorování pro faktor A; n_B označuje počet pozorování pro faktor B; n_I označuje počet pozorování interakce faktorů A*B; $\cdot$ označují průměrné hodnoty na dané úrovni.

Zdroj: vlastní zpracování podle SAS Institute Inc. (2025a)

Výsledkem analýzy rozptylu procedury GLM je tabulka analýzy rozptylu s relativními podíly rozptylu připadajícími na vliv jednotlivých faktorů a jejich interakce na rozptylu celkovém. Jednotlivé podíly představují statistiky F určené k testování významnosti faktorů a jejich interakce v modelu. Vyšší hodnota pravděpodobnosti (p -value > 0,05) nasvědčuje platnosti nulové hypotézy o nevýznamnosti vlivu faktoru anebo interakce. Pokud je toto číslo nižší než 0,05¹, je obvykle vliv faktoru, resp. interakce považován za dostatečně významný. Matematické vztahy pro analýzu rozptylu dvoufaktorového modelu s interakcemi jsou zaznamenány v tabulce č. 1.

Regresorové proměnné v modelu (nazývané také jako tzv. efekty) mohou být spojitě i nespojitě, tzv. klasifikační efekty (zpravidla považované za hlavní efekty). Pokud jsou všechny regresorové proměnné (efekty) v modelu spojitě, regresní model je tvořen výlučně lineární kombinací regresorových proměnných X , přičemž každá spojitá proměnná (efekt) v modelu přispívá jedním sloupcem do matice plánu (matice modelu) X , a tedy jedním parametrem do modelu jako celku. Klasifikační efekt (pevný i náhodný) je naopak spojen s více než jedním sloupcem matice X .

Klasifikace vzhledem k proměnné je proces, při kterém je každé pozorování přiřazeno jednomu z k úrovní; proces určení těchto k úrovní se označuje jako tzv. levelizace proměnné (SAS Institute Inc., 2025a). Klasifikace proměnných se v regresních modelech používá k určení experimentálních podmínek, příslušnosti ke skupině, ošetření atd. a podobně. Skutečné hodnoty klasifikační proměnné nejsou důležité a proměnná může být číselná nebo číselně vyjádřená znaková proměnná. Důležitá je asociace diskrétních hodnot nebo úrovní klasifikační proměnné se

¹ Formálně lze p -hodnotu definovat i jako nejmenší hladinu významnosti testu, při níž na daných datech ještě zamítneme nulovou hypotézu. Platí tedy, že čím nižší p -hodnota testu je, tím menší nám tento test indikuje pravděpodobnost, že platí nulová hypotéza (Pavlík & Dušek, 2012).

skupinami pozorování. Zpravidla se klasifikační efekty v regresním modelu označují jako hlavní efekty. Způsob konstrukce matice plánu (matice modelu) $\mathbf{X}$ charakterizuje tzv. parametrizace.

2.2. PARAMETRIZACE REGRESNÍCH EFEKTŮ MODELU

Parametrizace regresních efektů modelu popisuje způsob konstrukce matice plánu (matice modelu). Tato parametrizační pravidla (SAS Institute Inc., 2025a) jsou aplikována na regresní modely, modely s klasifikačními efekty i na všechny ostatní statistické modely.

Nejjednodušší a nejobecnější parametrizací regresních modelů je tzv. parametrizace GLM, jejíž název byl odvozen podle definice uvedené v kapitole 2.1. V rámci parametrizace GLM je matice plánu vytvářena sloupcovým vektorem jedniček reprezentujícím absolutní člen regresní rovnice. Podobně tak i numerické proměnné nazývané regresními efekty mohou být zahrnuty do modelu jako sloupcové vektory. Má-li klasifikační proměnná k úrovní, potom parametrizace GLM generuje k sloupců (nazývaných tzv. umělými proměnnými s hodnotami 0/1 podle příslušnosti pozorování do jednotlivých úrovní klasifikační proměnné) pro hlavní efekty této klasifikační proměnné v matici plánu. Parametrizace GLM pro klasifikační proměnné generuje obvykle pro tyto efekty více sloupců v matici plánu, než je počet stupňů volnosti k jejich odhadu. Jinými slovy to znamená, že parametrizace metodou GLM je singulární. Do regresního modelu jsou zahrnovány i tzv. křížové efekty (interakce) odrážející účinek změny jedné nezávislé proměnné na hodnoty druhé nezávislé proměnné. Tyto interakce mohou být pevné, náhodné, ale i smíšené, což záleží na typu vstupujícího efektu. Příklad matice plánu s klasifikační proměnnou (faktorem) A se 3 úrovněmi, A_1 , A_2 a A_3 , podle parametrizace GLM je ilustrován v tabulce č. 2.

Tabulka č. 2: Ukázka parametrizace GLM faktoru A se 3 úrovněmi (A_1 , A_2 a A_3)

Faktor A	Indikátorové proměnné		
	D1	D2	D3
A_1	1	0	0
A_2	0	1	0
A_3	0	0	1

Zdroj: vlastní zpracování podle SAS Institute Inc. (2025a)

Referenční parametrizace (typu REF) pro kódování klasifikačních proměnných standardně používá jako referenční úroveň poslední úroveň, pokud není uvedeno jinak. Ukázka referenční parametrizace faktoru A se 3 hladinami je ilustrována v tabulce č. 3.

Tabulka č. 3: Ukázka REF parametrizace faktoru A se 3 úrovněmi (A_1 , A_2 a A_3)

Faktor A	Umělé proměnné	
	D ₁	D ₂
A_1	1	0
A_2	0	1
A_3	0	0

Zdroj: vlastní zpracování podle SAS Institute Inc. (2025a)

Při referenční parametrizaci faktoru A do matice plánu vstupují 2 umělé proměnné a referenční kategorie A₃ (poslední řádek v tabulce č. 2) obsahuje 0.

Parametrizace faktoru A způsobem EFFECT v referenční kategorii A₃ namísto 0 použije -1. Podle Řehákové (2008) je také nazývána jako parametrizace typu DEVIATION. Uvedený způsob parametrizace je ilustrován v tabulce č. 4.

Tabulka č. 4: Ukázka EFFECT parametrizace faktoru A se 3 úrovněmi (A₁, A₂ a A₃)

Faktor A	Umělé proměnné	
	D ₁	D ₂
A ₁	1	0
A ₂	0	1
A ₃	-1	-1

Zdroj: vlastní zpracování podle SAS Institute Inc. (2025a)

Většina analytických procedur ze systému SAS, které jsou v rámci své funkcionality vybaveny příkazem CLASS, uplatňuje jako výchozí (implicitní) parametrizaci klasifikačních proměnných a efektů parametrizaci GLM. Vybrané procedury navíc mají jako možnost parametrem PARAM= tuto výchozí parametrizaci změnit včetně výběru referenční kategorie pomocí parametru REF=. Volba parametrizace statistického modelu, tj. konstrukce matice plánu, má velký vliv na interpretaci odhadovaných parametrů statistického modelu. U většiny analytických procedur referenční úroveň klasifikační proměnné (faktoru) je možné specifikovat programovým příkazem podle požadavků uživatele.

Výše uvedené typy parametrizací patří k nejpoužívanějším pro odhady parametrů efektů klasifikační proměnné. V regresní analýze v systému SAS je možné nastavit pro proměnné i jiné typy parametrizace, které se však používají ve speciálních případech. Podle způsobu parametrizace jsou interpretovány odhadované parametry efektů.

2.3. ODHADNUTELNÉ FUNKCE A OBECNÉ LINEÁRNÍ HYPOTÉZY

Odhadnutelná funkce parametrů (Littell et al., 2002) je definována jako odhadovaná lineární kombinace $L\beta$, ve které je vektor L konstruován podobně jako vektor parametrů modelu s vahami odpovídajícími každému efektu v modelu. Formálně lze vektor vah L vyjádřit

$$L = \left(\begin{array}{c|c|c|c} \text{Váha pro} & \text{Váha pro} & \text{Váha pro} & \text{Váha pro} \\ \hline \text{Intercept} & \text{Faktor A} & \text{Faktor B} & \text{Interakci} \end{array} \right) \quad (2.6)$$

Počet jedinečných symbolů ve vektoru představuje maximální počet lineárně nezávislých koeficientů odhadovaných modelem, který je roven hodnotě matice $X'X$. Odhadnutelné funkce $L\beta$ se vyznačují následujícími vlastnostmi:

- $L\hat{\beta}$ a kovarianční matice $VAR(L\hat{\beta})$ jsou jedinečné,
- $L\hat{\beta}$ je jedinečným odhadem $L\beta$, jejichž kovarianční matice je dána výrazem:

$$VAR(L\hat{\beta}) = \sigma_{\varepsilon}^2 [L(X'WX)^{-1}L'], \quad (2.7)$$

kde

- $\mathbf{L}$ je vektor prvků reprezentující váhy odpovídající každému efektu,
- $\mathbf{X}$ je matice modelu,
- $\mathbf{W}$ je matice vah (v případě klasického lineárního modelu je jednotková),
- σ_ε^2 je rozptyl náhodné složky v modelu.

Například funkce střední hodnoty vycházející z rovnice (2.3) určená k odhadu střední hodnoty $\mu_{1\cdot}$ úrovně 1 faktoru A, tj. A_1 , se vyjádří ve tvaru:

$$\mu_{1\cdot} = \mu + \alpha_1 + \frac{\beta_1}{2} + \frac{\beta_2}{2} + \frac{(\alpha\beta)_{11}}{2} + \frac{(\alpha\beta)_{12}}{2}. \quad (2.8)$$

Vektor vah $\mathbf{L}$, který odpovídá funkci odhadu podle (2.7), je definován jako:

$$\mathbf{L} = \left(1 \mid 1 \ 0 \ 0 \mid \frac{1}{2} \ \frac{1}{2} \mid \frac{1}{2} \ \frac{1}{2} \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \right) \quad (2.9)$$

Váhy ve vektoru $\mathbf{L}$ musí být podle Rutherforda (2011) pro každý faktor rozděleny rovnoměrně a pro každý faktor musí být součet vah roven 1.

Obecná lineární hypotéza je založena na konceptu odhadnutelné funkce parametrů a je podle SAS Institute Inc. (2025a) definována jako

$$H: \mathbf{L}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{0}. \quad (2.10)$$

Konkrétní tvar obecné lineární hypotézy (2.10) je vymezen lineární kombinací odhadovaných parametrů, a tedy vektorem vah $\mathbf{L}$, tj. parametrizací modelu.

2.4. VYUŽÍVANÉ ANALYTICKÉ PROCEDURY STATISTICKÉHO SYSTÉMU SAS

Následující analýzy a modelování efektů, vizualizace interakcí a testování uživatelsky vytvořených hypotéz budou ve statistickém systému SAS realizovány analytickými procedurami REG, GLM a postodhadovou procedurou PLM.

Analytické procedury svou funkcionalitou zajišťuje v systému SAS různé analýzy a vykreslování funkcí včetně testování hypotéz o efektech modelu a kontrastech, výpočtu předpovídaných hodnot výsledku (skóre) a vykreslování těchto předpovědí.

3. UKÁZKY PARAMETRIZACE A MODELOVÁNÍ LINEÁRNÍCH HYPOTÉZ

3.1. SOUBOR DAT POUŽITÝ K ANALÝZÁM

Datový soubor, na kterém budou demonstrovány příklady konstrukce datových matic i ukázky tvorby uživatelských lineárních hypotéz, se skládá z údajů 200 studentů popisujících pohlaví (proměnná FEMALE), socioekonomický status (SES), typ navštěvované školy (SCHTYP) a etnický původ (RACE)². Soubor obsahuje také řadu výsledků standardizovaných testů, včetně testů čtení (READ), psaní (WRITE), matematiky (MATH), vědy (SCIENCE) a společenských věd (SOCST) vystupujících v roli spojitých proměnných. Ukázky kódování budou prezentovány na kategorické proměnné RACE, jejímž obsahem jsou 4 úrovně (1 = Hispánec, 2 = Asiat, 3 = Afroameričan a 4 = běloch). Jako proměnná závislá je zvolena proměnná WRITE

² High School and Beyond Longitudinal Study je dostupné na <http://nces.ed.gov/surveys/hsb/>.

s výsledky testů ze psaní. Před vlastní analýzou je vhodné mít informaci o průměrných hodnotách závislé proměnné WRITE pro každou úroveň kategorické proměnné RACE. Znalost průměrných hodnot (viz tabulka č. 5) napomáhá interpretovat výsledky analýz.

Tabulka č. 5: Počet pozorování a průměry na úrovních kategorické proměnné RACE

Analysis Variable : write			
race	N Obs	Mean	N
1	24	46,4583333	24
2	11	58,0000000	11
3	20	48,2000000	20
4	145	54,0551724	145

Zdroj: vlastní zpracování podle Dostála (2021)

Celkový průměr ze všech 200 hodnot bez ohledu na rasu je $\overline{WRITE} = 52,775$ a průměr průměrů, tedy $(46,46 + 58,00 + 48,20 + 54,06)/4$, je $\overline{\overline{WRITE}} = 51,679$.

3.2. KÓDOVÁNÁNÍ NESPOJITÝCH REGRESORŮ A TESTOVÁNÍ HYPOTÉZ

Obecná lineární hypotéza (2.10) bude konstruována jako lineární kombinace odhadovaných parametrů pomocí vektoru vah (2.6) s využitím procedury:

- GLM, kde jsou klasifikační proměnné do regresního modelu zahrnuty programově, a to pomocí příkazu CLASS. Obecné lineární hypotézy jsou realizovány příkazem CONTRAST nebo ESTIMATE (provádí nejen statistické testování, ale i odhady kombinace parametrů), kde vektor vah pro odhadovatelnou funkci parametrů je vkládán analytikem na základě požadované statistické hypotézy,
- REG, kde klasifikační proměnné je nutno před vložením do regresního modelu překódovat do $k - 1$ nových proměnných (kde k je počet úrovní kategoriální proměnné) v samostatném datovém kroku a použít tyto nové proměnné jako vysvětlované proměnné v regresním modelu.

Váhy vkládané do příkazu ESTIMATE (případně CONTRAST) procedury GLM jsou podle (Rutherford, 2011) považovány za kontrasty (viz např. 2.9). Vytvoření obecné lineární hypotézy v proceduře REG je podstatně složitější, protože vyžaduje tzv. reparametrizaci³. Původní matice plánu X modelu v proceduře REG musí změnit na upravenou matici modelu X^* , která zajistí požadovanou lineární hypotézu. Na základě konceptu odhadnutelné funkce parametrů (Littell et al., 2002) lze reparametrizovanou matici plánu pro odhady a testování v proceduře REG vyjádřit ve tvaru:

$$X^* = L(L'L)^{-1}, \quad (3.1)$$

kde

- L je vektor vah ESTIMATE (resp. CONTRAST) procedury GLM,
- X je původní matice modelu pro proceduru REG,
- X^* je reparametrizovaná matice modelu podle (3.1) pro proceduru REG.

³ Reparametrizace znamená změnu konstrukce matice plánu (matice modelu) – poznámka autora.

Pro účely toho příspěvku se budou váhy pro proceduru GLM nazývat jako váhy kontrastů, váhy v modelu pro proceduru REG váhy regresní. Pro účely ukázky byly vybrány systémy kódování pomocí fiktivních (tzv. dummy) proměnných a nepoužívanější systémy kódování efektů.

Princip zahrnutí nespojitých regresorů do lineárního regresního modelu byl již naznačen v kapitole 2.2. Ve většině případů pro statistickou analýzu dat nebude použití parametrizace GLM postačovat. Ve skutečnosti však existuje celá řada jiných kódování uplatnitelných ve statistické analýze dat. Uživatelská kódování dávají analytikům možnosti k testování různých, i komplikovanějších hypotéz při srovnávání uživatelsky definovaných skupin. Každý způsob kódování, který bude v následujícím textu zmiňován, bude aplikován na matici plánu s vektorem vah kontrastů a vektorem regresních vah po provedených odhadech.

Podle Řehákové (2008) pro obecné lineární hypotézy (kontrasty) existují 2 základní typy kódovacích systémů: kódování pomocí fiktivních proměnných a kódování efektů.

Kódování využitím fiktivních proměnných (parametrizace GLM)

Kódování využitím fiktivních proměnných představuje nejjednodušší a nejběžnější systém kódování. Při uvedeném kódování se na základě kategoriální proměnné vytvoří série dichotomických proměnných (nabývají pouze hodnot 0 a 1). Pro všechny úrovně kategoriální proměnné kromě jedné bude vytvořena nová proměnná, která má pro každé pozorování na dané úrovni hodnotu 1 a pro všechny ostatní 0. V příkladu s proměnnou RACE bude mít první nová proměnná (X_1) hodnotu 1 pro každé pozorování, ve kterém je osoba Hispánc, a 0 pro všechna ostatní pozorování. Podobně se vytvoří proměnná X_2 s hodnotou 1, pokud je osoba Asiat, a 0 jinak, a X_3 s hodnotou 1, pokud je osoba Afroameričan, a 0 jinak. Úroveň kategoriální proměnné, která je ve všech nových proměnných kódována jako nula, je referenční úroveň nebo-li úroveň, se kterou jsou porovnávány všechny ostatní úrovně. V našem příkladu je referenční úrovní úroveň 4 (běloch). Jako referenční úroveň je možné vybrat libovolnou úroveň kategoriální proměnné.

Po vytvoření nových proměnných X_1 , X_2 a X_3 se tyto zadají do rovnice regrese (původní proměnná se nezadává). Výstup regrese bude obsahovat koeficienty pro každou z těchto nových proměnných. Koeficient pro X_1 představuje průměr závislé proměnné pro skupinu 1 minus průměr závislé proměnné pro referenční (vynechanou) skupinu. Toto platí podobně pro koeficienty proměnné X_2 a X_3 . Váhy kontrastů i váhy regresní jsou totožné a znázorněné v tabulce č. 6

Tabulka č. 6: Ukázka vektorů vah – kódování pomocí fiktivních proměnných

	ANOVA model (GLM)			Regresní model (REG)		
	L_1	L_2	L_3	X_1	X_2	X_3
1 (Hispánc)	1	0	0	1	0	0
2 (Asiat)	0	1	0	0	1	0
3 (Afroameričan)	0	0	1	0	0	1
4 (běloch)	0	0	0	0	0	0

Zdroj: vlastní zpracování podle UCLA (n.d.)

Kódování efektů

Tyto kódovací systémy na rozdíl od kódování s fiktivními proměnnými umožňují provádět i jiné typy porovnání, protože používají více hodnot než jen nulu a jednu. Kódování efektů umožňuje přiřadit různé váhy různým úrovním kategoriální proměnné. Zatímco pro fiktivní proměnné platí, že platné jsou pouze hodnoty 0 a 1; v kódování efektů platí, že součet všech kódových hodnot v jakékoli nové proměnné musí být roven 0. Není příliš důležité, které úrovni je přiřazena kladná nebo záporná hodnota, protože 0 1 -1 0 je totéž jako 0 -1 1 0 v tom, že obě tato kódování porovnávají druhou a třetí úroveň proměnné, i když znaménko koeficientu se změnilo. Ačkoliv se dá použít fiktivní proměnné s jakýmkoli typem kategoriální proměnné, některé formy kódování efektů dávají větší smysl s ordinálními kategoriálními proměnnými než s nominálními kategoriálními proměnnými. Tabulka č. 7 představuje nejdůležitější systémy kódování, které náleží do obecné skupiny kódování efektů.

Tabulka č. 7: Hlavní způsoby kódování efektů kategoriálních proměnných

Typ kódování efektů	Realizované porovnání
Simple	Porovnává každou úroveň proměnné s první úrovní (nebo s jakoukoli zadanou úrovní)
Deviation	Porovnává odchylky průměrů na jednotlivých úrovních od celkového průměru
Difference	Porovnává úroveň proměnné s průměrem předchozích úrovní proměnné
Helmert	Porovnává úroveň proměnné s průměrem následujících úrovní proměnné
Repeated	Porovnává sousední úrovně proměnné
Speciální	Uživatelsky definovaný kontrast

Zdroj: vlastní zpracování podle SAS Institute Inc. (2025b)

Kódování efektů (typu Simple)

Tento typ kódování je vhodný tehdy, když se sleduje porovnání efektů různých kategorií s efektem jedné úrovně, která se nazývá referenční. Lze ho použít jak pro nominální, tak pro ordinální proměnné, i když pro ordinální proměnné jsou vhodnější jiné typy. Podstata jednoduchého kódování spočívá v tom, že efekt na každé úrovni je porovnáván s efektem na referenční úrovni. V níže uvedeném příkladu je referenční úroveň úroveň 4 a první porovnání posuzuje úroveň 1 s úrovní 4, druhé porovnání srovnává úroveň 2 s úrovní 4 a třetí porovnání srovnává úroveň 3 vůči úrovni 4.

Hodnoty vektorů vah pro model ANOVA (procedura GLM) i pro klasickou regresi (procedurou REG) pro jednotlivé úrovně klasifikační proměnné jsou uvedeny v tabulce č. 8. Oba vektory spolu souvisejí a vzájemný vztah vektoru vah modelu pro proceduru GLM a vektoru vah pro proceduru REG (reparametrizace statistického modelu) je dán rovnicí (3.1).

Tabulka č. 8: Ukázka vektorů vah – jednoduché kódování

	model ANOVA (GLM)			Regresní model (REG)		
	L_1	L_2	L_3	X_1	X_2	X_3
1 (Hispanec)	1	0	0	$\frac{3}{4}$	$-\frac{1}{4}$	$-\frac{1}{4}$
2 (Asiat)	0	1	0	$-\frac{1}{4}$	$\frac{3}{4}$	$-\frac{1}{4}$
3 (Afroameričan)	0	0	1	$-\frac{1}{4}$	$-\frac{1}{4}$	$\frac{3}{4}$
4 (běloch)	-1	-1	-1	$-\frac{1}{4}$	$-\frac{1}{4}$	$-\frac{1}{4}$

Zdroj: vlastní zpracování podle UCLA (n.d.)

Při porovnání hodnot závislé proměnné na jednotlivých úrovních kategorické proměnné RACE při jednoduchém kódování efektů se pomocí procedury GLM pro každý kontrast použije samostatný příkaz ESTIMATE. Srovnání hodnot (včetně statistických hypotéz) závislé proměnné na jednotlivých úrovních (příp. i kombinací úrovní) kategorické proměnné RACE ilustruje tabulka č. 9.

Tabulka č. 9: Odhady lineárních kombinací parametrů modelu vč. hypotéz

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
1 (Hispanec) vs. 4 (běloch)	-7,60	1,99	-3,82	0,0002
2 (Asiat) vs. 4 (běloch)	3,94	2,82	1,40	0,1638
3 (Afroameričan) vs. 4 (běloch)	-5,86	2,15	-2,72	0,0071

Zdroj: vlastní zpracování podle SAS Institute Inc. (2025a)

Ukázka příkazu procedury GLM pro odhady lineární kombinace parametrů včetně obecných lineárních hypotéz s kódováním efektů (typu Simple) kategoriální proměnné RACE je uvedena ve tvaru:

```
proc glm data = work.HSB2;
  class race;
  model write = race;
  estimate '1 (Hispanec) vs. 4 (běloch)' race 1 0 0 -1;
  estimate '2 (Asiat) vs. 4 (běloch)' race 0 1 0 -1;
  estimate '3 (Afroameričan) vs. 4 (běloch)' race 0 0 1 -1;
run;

quit;
```

Kódování efektů (typu Deviation)

Používá se v případě, pokud je nutné sledovat efekty jednotlivých kategorií vzhledem k průměrnému efektu všech kategorií. Kódovací systém porovnává průměr závislé proměnné WRITE (průměrný efekt) pro danou úroveň kategorické proměnné RACE s celkovým průměrem této závislé proměnné. První srovnání porovnává průměr na úrovni 1 s celkovým průměrem proměnné WRITE, druhé porovnání posuzuje průměr na úrovni 2 vůči celkovému průměru a třetí srovnání porovnává úroveň 3 vůči celkovému průměru proměnné WRITE.

V regresním vektoru vah je hodnota 1 pro novou proměnnou X_1 na úrovni 1 proměnné RACE, úroveň 2 a úroveň 3 je kódována v proměnné X_1 hodnotou 0. Nová proměnná X_2 nabývá hodnoty 1 pro úroveň 2, nová proměnná X_3 má hodnotu 1 pro úroveň 3. Ve všech 3 porovnáních je úroveň 4 kategoriální proměnné RACE přiřazena hodnota -1. Ilustrace vektoru vah pro regresi je v tabulce č. 10.

U vektoru vah kontrastů první srovnání, které porovnává úroveň 1 s úrovněmi 2, 3 a 4, přiřadí úrovni 1 hodnotu $3/4$ (0,75) a úrovním 2, 3 a 4 hodnotu $-1/4$ (0,25). Podobně druhé srovnání, které porovnává úroveň 2 s úrovněmi 1, 3 a 4, přiřadí úrovni 2 hodnotu $3/4$ (0,75) a úrovním 1, 3 a 4 hodnotu $-1/4$ (0,25) atd. pro třetí porovnání (viz tabulka č. 10).

Tabulka č. 10: Ukázka vektorů vah – kódování efektů (typu Deviation)

	ANOVA model (GLM)			Regresní model (REG)		
	L ₁	L ₂	L ₃	X ₁	X ₂	X ₃
1 (Hispanec)	$\frac{3}{4}$	$-\frac{1}{4}$	$-\frac{1}{4}$	1	0	0
2 (Asiat)	$-\frac{1}{4}$	$\frac{3}{4}$	$-\frac{1}{4}$	0	1	0
3 (Afroameričan)	$-\frac{1}{4}$	$-\frac{1}{4}$	$\frac{3}{4}$	0	0	1
4 (běloch)	$-\frac{1}{4}$	$-\frac{1}{4}$	$-\frac{1}{4}$	-1	-1	-1

Zdroj: vlastní zpracování podle UCLA (n.d.)

Odhady lineárních kombinací parametrů spolu se statistickými testy uvedených odhadů jsou uvedeny v tabulce č. 11.

Tabulka č. 11: Odhady lineárních kombinací parametrů modelu vč. hypotéz

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
1 (Hispanec) vs. 2 (Asiat), 3 (Afroameričan) a 4 (běloch)	-5,22	1,63	-3,20	0,0016
2 (Asiat) vs. 1 (Hispanec), 3 (Afroameričan) a 4 (běloch)	6,32	2,16	2,93	0,0038
3 (Afroameričan) vs. 1 (Hispanec), 2 (Asiat) a 4 (běloch)	-3,48	1,73	-2,01	0,0460

Zdroj: vlastní zpracování podle SAS Institute Inc. (2025a)**Kódování efektů (typu Helmert)**

Kódování efektů typu Helmert porovnává efekt každé úrovně kategoriální proměnné s průměrným efektem následujících úrovní. První porovnání tedy porovnává průměr závislé proměnné pro úroveň 1 proměnné RACE s průměrem všech následujících úrovní proměnné RACE (úrovně 2, 3 a 4), druhé porovnání srovnává průměr závislé proměnné pro úroveň 2 proměnné RACE s průměrem všech následujících úrovní proměnné RACE (úrovně 3 a 4) a třetí porovnání porovnává průměr závislé proměnné pro úroveň 3 proměnné RACE s průměrem všech následujících úrovní kategoriální proměnné RACE (úroveň 4). I když tento typ kódovacího systému nedává velký smysl u nominální proměnné, jako je kategoriální proměnná RACE, je užitečný v situacích, kdy jsou úrovně kategoriální proměnné seřazeny například od nejnižší po nejvyšší nebo od nejmenší po největší, atd.

Pro první novou proměnnou X₁ regresní koeficienty nabývají stejných hodnot jako u typu Simple. U proměnných X₂ a X₃ hodnoty regresních koeficientů se mění v závislosti na počtu porovnávaných úrovní. Podobně se chová vektor vah kontrastů. Konkrétní hodnoty Helmertovy typu kódování jsou uvedeny v tabulce č. 12.

Pro porovnání efektů v kontextu Helmertova kódování lze opět využít příkaz ESTIMATE z analytické procedury GLM. Odhady lineárních kombinací parametrů spolu se statistickými testy uvedených odhadů jsou zaznamenány v tabulce č. 13.

Tabulka č. 12: Ukázka vektorů vah – kódování efektů (typu Helmert)

	model ANOVA (GLM)			Regresní model (REG)		
	L ₁	L ₂	L ₃	X ₁	X ₂	X ₃
1 (Hispanec)	1	0	0	$\frac{3}{4}$	0	0
2 (Asiat)	$-\frac{1}{3}$	1	0	$-\frac{1}{4}$	$\frac{2}{3}$	0
3 (Afroameričan)	$-\frac{1}{3}$	$-\frac{1}{2}$	1	$-\frac{1}{4}$	$-\frac{1}{3}$	$\frac{1}{2}$
4 (běloch)	$-\frac{1}{3}$	$-\frac{1}{2}$	-1	$-\frac{1}{4}$	$-\frac{1}{3}$	$-\frac{1}{2}$

Zdroj: vlastní zpracování podle UCLA (n.d.)

Tabulka č. 13: Odhady lineárních kombinací parametrů modelu vč. hypotéz

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
1 (Hispanec) vs. 2 (Asiat), 3 (Afroameričan) a 4 (běloch)	-6,96	2,18	-3,20	0,0016
2 (Asiat) vs. 3 (Afroameričan) a 4 (běloch)	6,87	2,93	2,35	0,0198
3 (Afroameričan) vs. 4 (běloch)	-5,86	2,15	-2,72	0,0071

Zdroj: vlastní zpracování podle SAS Institute Inc. (2025a)

Kódování efektů (typu uživatelsky definované kódování – příklad)

Statistický systém SAS dovoluje použít pro jakékoliv porovnávání jakékoliv obecné kódovací schéma. Porovnávat se mohou efekty na samostatných úrovních kategorických proměnných, průměrné efekty pro skupiny úrovní i efekty v rámci celého sledovaného souboru dat.

V následujícím příkladu se pro další analýzy vytvoří speciální systém kódování proměnných, které umožňuje porovnat plánované cíle studie. Jedná se o porovnání:

- úroveň 1 (Hispanec) s úrovní 3 (Afroameričan),
- úroveň 2 (Asiat) s úrovněmi 1 (Hispanec) a 4 (běloch),
- úrovně 1 (Hispanec) a 2 (Asiat) s úrovněmi 3 (Afroameričan) a 4 (běloch).

U prvního kontrastu se má porovnat efekt na úrovni 1 s efektem na úrovni 3. Při realizaci porovnávání se průměr závislé proměnné vynásobí vektorem koeficientů kontrastu. Proto se musí koeficienty kontrastu nastavit na 1 0 -1 0. Znamená to, že srovnávání efektů se realizuje na úrovních s jednotkovými hodnotami koeficientů kontrastu, ale se znaménkem opačným. Úrovně 2 a 4 se tedy do porovnání nezapojují, protože se vynásobí nulou a do dalšího porovnávání nebudou zařazeny. Součet koeficientů kontrastu musí být vždy nulový. Pokud se součet koeficientů kontrastu nerovná nule, kontrast nelze odhadnout a systém SAS vypíše chybovou zprávu. Současně není příliš důležité, které kategoriální úrovni je přiřazena hodnota kladná nebo záporná. Bude-li vektor koeficientů kontrastu obsahovat 1 0 -1 0 anebo -1 0 1 0, vždy se bude porovnávat efekt z úrovně 1 kategorické proměnné s efektem na úrovni 3 u proměnné RACE. Při změně znaménka ve vektoru koeficientů kontrastu dojde také i ke změně znaménka u příslušného koeficientu ve vektoru regresních koeficientů.

Druhý případ uživatelsky definovaného vektoru kontrastů slouží k porovnání efektu úrovně 2 proměnné RACE s průměrným efektem úrovní 1 a 4 u této kategorické proměnné. V případě, že ke srovnávání je vybrána více než 1 úroveň (jako je tomu v případě průměrného efektu úrovní 1 a 4 u kategorické proměnné RACE), musí se

jednotkový koeficient rovnoměrně rozdělit. Aby se zajistilo splnění podmínky, že suma vah kontrastů je jednotková, jednotkový koeficient se rovnoměrně rozdělí na všechny ty úrovně, které byly zahrnuty do 1 kombinované skupiny porovnání. To znamená, že každý efekt na úrovni 1 a 4 proměnné RACE má při požadovaném porovnávání koeficient kontrastu o hodnotě $1/2$. Celkový efekt kombinace úrovní 1 a 4 má proto koeficient kontrastu roven 1. Výsledný vektor koeficientů kontrastu pro splnění požadovaného zadání je $-1/2 \ 1 \ 0 \ -1/2$. Odpovídající vektor regresních koeficientů je roven $-1 \ 1 \ -1 \ 1$.

Závěrečný případ uživatelsky definovaného porovnání je analogickým případem předešlého zadání. Průměrný efekt kombinace 2 úrovní se bude porovnávat s průměrným efektem kombinace 2 jiných úrovní u kategorické proměnné RACE. Této situaci musí odpovídat také i hodnoty vektoru koeficientů kontrastu a hodnoty vektoru regresních koeficientů. Hodnoty koeficientů vektoru kontrastu ve výši $-1/2$ a $1/2$ nasvědčují skutečnosti, že efekty se porovnávají v kombinaci 2 úrovní. Výsledné požadované uživatelsky definované vektory koeficientů kontrastů a regresních koeficientů jsou uvedeny v tabulce č. 14.

Tabulka č. 14: Ukázka uživatelského porovnávání a uživatelské parametrizace

	model ANOVA (GLM)			Regresní model (REG)		
	L ₁	L ₂	L ₃	X ₁	X ₂	X ₃
1 (Hispanec)	1	$-\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$-\frac{1}{2}$	-1	$\frac{1}{2}$
2 (Asiat)	0	1	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	1	$-\frac{1}{2}$
3 (Afroameričan)	-1	0	$-\frac{1}{2}$	$-\frac{1}{2}$	-1	$\frac{1}{2}$
4 (běloch)	0	$-\frac{1}{2}$	$-\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	1	$-\frac{1}{2}$

Zdroj: vlastní zpracování podle UCLA (n.d.)

I při uživatelsky definovaných porovnáních lze pro odhady lineárních kombinací parametrů odhadu využít příkaz ESTIMATE analytické procedury GLM. Odhady lineárních kombinací parametrů se statistickými testy uvedených uživatelsky definovaných porovnání a uživatelské parametrizace jsou vyobrazeny v tabulce č. 15.

Tabulka č. 15: Odhady lineárních kombinací parametrů modelu vč. hypotéz

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
1 (Hispanec) vs. 2 (Asiat), 3 (Afroameričan) a 4 (běloch)	-1,74	2,73	-0,64	0,5246
2 (Asiat) vs. 3 (Afroameričan) a 4 (běloch)	7,74	2,90	2,67	0,0082
3 (Afroameričan) vs. 4 (běloch)	1,10	1,96	0,56	0,5756

Zdroj: vlastní zpracování podle SAS Institute Inc. (2025a)

4. ZÁVĚR

Již po mnoho let patří ke standardním postupům statistické analýzy vysvětlování pozorovaných hodnot (modelování) zájmové (závislé) proměnné prostřednictvím jednoho nebo více prediktorů (spojitých nebo kategorických vysvětlujících proměnných). Mezi nejpoužívanější statistické modely v mnoha oblastech přírodních a společenských věd patří obecné lineární modely. I když tyto modely musí splňovat celkem přísné předpoklady pro svoje adekvátní použití (homogenní v rozptylu, nesystematičnost a nekorelovanost odchylek od lineárního vztahu), jejich popularita

mezi výzkumníky neustále roste. Navíc při dodržení předpokladů na rozdělení odchylek od očekávaných hodnot (predikce) jednotlivých pozorování (normální rozdělení s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem) lze lineární regresní modely využít k předvídání rozdělení výsledků, ke konstrukci intervalů spolehlivosti odhadů a k testování statistických hypotéz, a to od těch nejjednodušších až po velmi komplexní.

Základní otázkou definice statistického modelu je v programovém systému SAS parametrizace, tj. způsob konstrukce matice plánu pro různé typy proměnných (spojité i kategoriální). Volba způsobu parametrizace při tvorbě statistického modelu i v systému SAS patří k nejdůležitějším otázkám, kterým musí většina analytiků čelit. Správné pochopení konstrukce matice plánu pro různé typy proměnných umožňuje vytvářet statistické modely, které odpovídají sledovaným závislostem a také poskytují možnost jejich adekvátnímu předvídání. Způsob tvorby matice plánu, a tedy parametrizace, je také určující i pro interpretaci a význam odhadovaných parametrů a jejich statistickému testování pomocí velmi pružně definovaných statistických hypotéz.

Ačkoliv se ukázky parametrizace a statistických hypotéz týkají nejjednodušších statistických modelů, jsou principy a použití u složitějších modelů stejné. Článek představuje základní principy pro statistické modelování v analytickém systému SAS.

LITERATURA

- Dostál, D. (2021). *Lineární statistické modely v psychologii*. Univerzita Palackého v Olomouci
- Littell, R. C., Stroup, W. W. & Freund, R. J. (2002). *SAS for Linear Models*. SAS Press.
- Pavlík, T. & Dušek, L. (2012). *Biostatistika*. Akademické nakladatelství CERM.
- Rutherford, A. (2011). *ANOVA and ANCOVA: A GLM Approach*. John Wiley & Sons.
- Řeháková, B. (2008). Kontrasty v logistické regresi [Contrasts in Logistic Regression]. *Sociologický časopis [Czech Sociological Review]*, 44(4), 745 – 765. <https://doi.org/10.13060/00380288.2008.44.4.07>
- SAS Institute Inc. (2025a). *SAS/STAT® 15.3 user's guide: Chapter 3. Introduction to statistical modeling with SAS/STAT software* (pp. 55 – 66). SAS Institute Inc.
- SAS Institute Inc. (2025b). *SAS/STAT® 15.3 user's guide: Chapter 20. Shared concepts and topics* (pp. 399 – 401). SAS Institute Inc.
- UCLA Office of Advanced Research Computing. (n.d.). *Introduction to the features of SAS / SAS Learning Modules*. UCLA Statistical Methods and Data Analytics. <https://stats.oarc.ucla.edu/sas/modules/introduction-to-the-features-of-sas/>

RESUMÉ

Programový systém SAS je vybaven mnoha funkcionalitami, které umožňují analytikům správně analyzovat a modelovat hodnocená data. Při analýze dat, modelování efektů a vizualizaci interakcí je však nutné rozlišovat, jestli proměnné vstupující do statistického modelu jsou spojité anebo nespojité, a podle toho zvolit ty správné metody analýzy dat. Základní otázkou analýzy dat a statistického modelování v systému SAS je volba parametrizace modelu. Výběr způsobu konstrukce matice plánu modelu by neměl být samoúčelný, ale měl by odpovídat tomu, co chceme zjistit, resp. jakou hypotézu chceme ověřit. Pro různé typy parametrizace budou odpovídat různé hodnoty parametrů a jejich různá interpretace.

RESUME

The SAS software system is equipped with many functionalities that allow analysts to properly analyse and model the evaluated data. However, when analysing data, modelling effects and visualising interactions, it is necessary to distinguish whether the variables entering the statistical model are continuous or discontinuous and to choose the appropriate data analysis methods accordingly. A fundamental question in data analysis and statistical modelling in the SAS system is the choice of model parameterisation. The selection of the method for constructing the design matrix of the model should not be an end in itself, but should correspond to what we want to find out or what hypothesis we want to test. Different types of parametrization can lead to different parameter values and their corresponding interpretations.

PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS

Ing. Roman Pavelka, PhD., v rokoch 1995 – 2010 pracoval v poradenskej spoločnosti Trexima, s. r. o. Na pozícii štatistik – analytik sa zaoberal najmä analýzami mzdových a personálnych údajov. Podieľal sa na tvorbe pravidelných štatistických prehľadov a správ. Spolupracoval s akademickými pracoviskami, agentúrami i súkromnými subjektmi na realizácii a vyhodnocovaní ad hoc štatistických výskumov. Oblasť jeho vedeckého záujmu predstavujú výberové zisťovania, odhady a štatistické modely. V rokoch 2012 až 2013 sa zúčastnil na zahraničnej stáži v Spojenom kráľovstve. Od roku 2013 pôsobil v Národnom ústave certifikovaných meraní vzdelávania (NÚCEM), kde zaisťoval štatistické vyhodnocovanie výsledkov testovania žiakov a študentov. Od roku 2015 pracuje v odbore metód štatistických zisťovaní Štatistického úradu SR.

KONTAKT

roman.pavelka@statistics.sk

Informácia/Information

EUROPEAN MASTER IN OFFICIAL STATISTICS NA FAKULTE HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY EKONOMICKEJ UNIVERZITY V BRATISLAVE

EUROPEAN MASTER IN OFFICIAL STATISTICS AT THE FACULTY OF ECONOMIC INFORMATICS IN BRATISLAVA UNIVERSITY OF ECONOMICS AND BUSINESS

Výbor pre Európsky štatistický systém (European Statistical System Committee – ESSC) sa rozhodol udeliť 22. mája 2025 inžinierskemu študijnému programu **Data Science v ekonómii** značku **European Master in Official Statistics (EMOS)**. Tento úspech predstavuje významné ocenenie kvality Fakulty hospodárskej informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave¹ a zároveň potvrdzuje, že študijný program spĺňa najvyššie európske štandardy v oblasti štatistiky a dátovej vedy.

Ekonomická univerzita v Bratislave sa prostredníctvom fakulty hospodárskej informatiky stala súčasťou prestížnej siete na obdobie piatich akademických rokov – až do konca akademického roka 2029/2030. V súčasnosti sieť EMOS zahŕňa 32 študijných programov v 18 krajinách, pričom program **Data Science v ekonómii** je jediným zástupcom zo Slovenska.



Zdroj: webová stránka Ekonomickej univerzity v Bratislave

¹ *Ekonomická univerzita v Bratislave od apríla 2025 zmenila oficiálny názov v anglickom jazyku – Bratislava University of Economics and Business.*

Čo je vlastne EMOS?

European Master in Official Statistics je prestížny vzdelávací program, ktorý vznikol ako spoločná iniciatíva Eurostatu, Európskeho štatistického systému (ESS) a Európskeho systému centrálnych bánk (ESCB). Cieľom programu je poskytnúť študentom pokročilé vzdelanie v oblasti oficiálnych štatistík a dátovej vedy a tým pripraviť vysoko kvalifikovaných odborníkov schopných pracovať v národných a medzinárodných štatistických inštitúciách.

EMOS nie je samostatný študijný program, ale kvalitatívna značka (label), ktorú udeľuje European Statistical System Committee vybraným magisterským programom na univerzitách po celej Európe. Tieto programy musia spĺňať špecifické požiadavky na obsah a výstupy vzdelávania v oblasti oficiálnych štatistík.

Program EMOS zahŕňa:

- špecializované kurzy zamerané na produkciu, analýzu a komunikáciu oficiálnych štatistík,
- spoluprácu s národnými štatistickými inštitútmi (NSI), centrálnymi bankami a ďalšími producentmi štatistík,
- možnosti stáží a mentorstva diplomových prác priamo v štatistických inštitúciách,
- prístup k medzinárodnej sieti odborníkov, výskumníkov a študentov,
- účasť na workshopoch, webinároch, mobilityných programoch a súťažiach diplomových prác.

Študenti zapojení do programu EMOS získavajú:

- hlboké porozumenie systému oficiálnych štatistík – od metodológie až po aplikácie v rôznych oblastiach ako ekonomika, demografia, životné prostredie či zdravotníctvo,
- praktické skúsenosti prostredníctvom stáží v štatistických úradoch, centrálnych bankách alebo medzinárodných organizáciách,
- medzinárodné kontakty a networking, ktoré môžu výrazne pomôcť pri budovaní kariéry,
- zvýšenú zamestnateľnosť – absolventi EMOS sú vyhľadávaní pre svoju odbornosť, praktické zručnosti a znalosť európskeho štatistického systému,
- možnosť pokračovať v akademickej alebo výskumnej kariére, napríklad v oblasti dátovej vedy, verejnej politiky alebo ekonomickej analýzy.

Absolventi programu EMOS sa vyznačujú:

- špecifickým profilom odborníka, ktorý kombinuje teoretické znalosti štatistiky s praktickými skúsenosťami z prostredia oficiálnych štatistík,
- znalosťou európskych štatistických štandardov, metodík a legislatívneho rámca,
- schopnosťou komunikovať štatistické informácie rôznym cieľovým skupinám, vrátane verejnosti, médií, politikov či odborníkov,
- pripravenosťou na prácu v medzinárodnom prostredí, vďaka jazykovým zručnostiam a skúsenostiam z mobility.

Budúcnosť programu EMOS

EMOS bol spustený v roku 2014 a v roku 2024 prešiel komplexným hodnotením. Na základe odporúčaní odborníkov sa plánuje jeho ďalší rozvoj vrátane:

- zlepšenia kvalitatívnych štandardov a výstupov vzdelávania,
- rozšírenia siete zapojených univerzít a inštitúcií,
- zavedenia nových foriem spolupráce, ako sú spoločné programy alebo certifikačné schémy.

Podrobnejšie informácie k sieti EMOS nájdete na linku:

<https://ec.europa.eu/eurostat/web/european-statistical-system/programmes-and-activities/education-and-training/european-master-official-statistics>.

Študijný plán študijného programu Data Science v ekonómii so značkou EMOS nájdete na linku: https://fhi.euba.sk/www_write/files/dse_emos.pdf.

doc. Ing. Mária Vojtková, PhD.
*vedúca Katedry štatistiky na Fakulte hospodárskej informatiky
Ekonomickej univerzity v Bratislave*

Informácia/Information

KONFERENCIA EURÓPSKÝCH ŠTATISTIKOV (CES) A ZASADNUTIE ŠTATISTICKÉHO VÝBORU OECD

CONFERENCE OF EUROPEAN STATISTICIANS (CES) AND MEETING OF THE OECD STATISTICIANS COMMITTEE

Začiatkom leta Ženeva opäť hostila štatistikov na dvoch významných stretnutiach: Konferencii európskych štatistikov (CES) a zasadnutí štatistického výboru OECD.

73. plenárne zasadnutie CES sa uskutočnilo 16. – 18. júna 2025 s bohatým programom. Jednou z hlavných tém programu bolo *Strategické smerovanie v práci štatistických úradov*, pričom diskusia sa zamerala najmä na:

- strategické smerovanie NŠÚ v čase technologických zmien a spoločenskej neistoty,
- potrebu modernizácie technologickej infraštruktúry, dátových kapacít a využívania alternatívnych zdrojov údajov,
- význam dôvery, etiky a boja proti dezinformáciám,
- úlohu AI a nutnosť zrozumiteľnej komunikácie štatistiky smerom k verejnosti.

Z diskusií vyplynulo, že podobným výzvam a problémom čelia všetky krajiny vrátane Slovenska – bez ohľadu na ich veľkosť alebo vyspelosť.

Ďalšou dôležitou témou bolo *Riešenie zneužívania údajov a dezinformácií*. Autori príspevkov z Kanady, zo Spojeného kráľovstva, z Albánska, Eurostatu, Belgicka, zo Švajčiarska a súkromnej organizácie z Nórska na konkrétnych príkladoch z praxe riešili, ako identifikovať, monitorovať a verifikovať dezinformácie. Hlavnými nástrojmi národných štatistických úradov v tejto oblasti je proaktívna komunikácia hodnôt a princípov Kódexu postupov pre európske štatistiky, partnerstvá a vzdelávanie verejnosti.

Do centra pozornosti CES sa dostala – ako reakcia na stále sa znižujúcu mieru návratnosti pri zberoch štatistických zisťovaní – aj téma *Zmeny a inovácie v zisťovaniach*. Téma zahŕňala príspevky zamerané na zisťovania v domácnostiach ale aj príspevky na riešenie problémov pri zbere údajov v podnikoch. Celkovo 17 príspevkov obsahovalo aj príspevok Štatistického úradu SR, ktorého autor Boris Frankovič sa zamerail na georeferencovanú výberovú vzorku pri marginalizovaných rómskych komunitách. V rámci bloku boli identifikované tri hlavné problémy, okrem už spomenutej znižujúcej sa miery odpovedí aj nárast požiadaviek na disagregované údaje a finančné obmedzenia. Jednotlivé príspevky sa zamerali na to, ako lepšie riadiť (organizovať, kontrolovať a koordinovať) zber údajov, ako zabezpečiť výber „skrytých“ populácií, aby sa dosiahli reprezentatívne výsledky, ako prispôbiť spôsob zberu údajov, aby sa dosiahla lepšia miera odpovedí, ako zlepšiť využívanie administratívnych a alternatívnych zdrojov údajov, ako znížiť náklady a zaťaženie respondentov, ale aj na riešenie neposkytnutia odpovedí, potrebu úprav dotazníkov a modernizáciu spracovania údajov.

Súčasťou programu bolo ďalej schválenie viacerých dokumentov (manuálov a odporúčaní), ktoré nastavujú koncepty a metodiku pre štatistikov, napr. Odporúčania pre sčítanie obyvateľov, domov a bytov okolo roku 2030, Meranie sociálnej kohézie, Administratívne údaje o ťažko dosiahnuteľných skupinách, Manuál na meranie blahobytu, Etika v moderných štatistických organizáciách – guide, aktualizácia GSBPM.



Zdroj: autorka článku

Ďalšie dva dni sa v Paláci národov konalo 22. plenárne zasadnutie Výboru OECD pre štatistiku a štatistickú politiku. Program sa prioritne zameriaval na novú SNA a jej implementáciu nielen v podmienkach EÚ a problematiku umelej inteligencie. Jedným z významných dokumentov, ktoré sa prerokovali, bol dokument Pokrok v meraní investícií do umelej inteligencie: ciele, definície, rámec merania a odhady pre Európsku úniu. Osobitná pozornosť sa venovala výstupom WISE centra OECD so zameraním na meranie blahobytu, sociálnej kohézie, udržateľnosti a rovnosti príležitostí.

PhDr. Ľudmila Ivančíková, PhD.
*podpredsedníčka Štatistického úradu Slovenskej republiky
a predsedníčka redakčnej rady časopisu Slovenská štatistika a demografia*

Informácia/Information

ETIKA A OFICIÁLNA ŠTATISTIKA

ETHICS AND OFFICIAL STATISTICS

Jedným z dokumentov, ktorý bol schválený na Konferencii európskych štatistikov v júni tohto roku, bol dokument UNECE **Etika v moderných štatistických organizáciách európskych štatistikov – sprievodca**¹ (ďalej len „sprievodca“). Riešenie etických otázok v rôznych oblastiach nie je novinkou, v oficiálnej štatistike sa však skloňuje stále častejšie. Dôvodov je niekoľko: rozširujúce sa dátové ekosystémy, rastúci počet aktérov, nenásytný dopyt po informáciách, ale aj nové úlohy, nové zručnosti a kompetencie a nové zdroje. Súčasné etické štandardy sú výrazne ovplyvnené existenciou množstva údajov a rozvojom nových technológií, ako sú cloud a umelá inteligencia, pričom sa výrazným spôsobom mení verejné vnímanie (na to, čo bolo akceptovateľné a akceptované, sa nazerá skepticky alebo sa úplne odmieta).

Etiku pritom chápeme ako morálne štandardy, ktoré určujú, čo by ľudia mali a nemali robiť. Na rozdiel od práva, ktoré kontroluje, čo ľudia môžu a nemôžu robiť, etické normy sú širšie a viac neformálne. Etika v oficiálnej štatistike sú normatívne a aplikované etické systémy, ktoré sú zároveň organizačnou a inštitucionálnou etikou. Vymedzuje, ako by mal človek štatistik konať a aplikovať etiku na praktické problémy a ako by mal konať ako člen organizácie alebo inštitúcie. Etika oficiálnej štatistiky sa týka tvorcov, používateľov a zdrojov oficiálnej štatistiky. Na medzinárodnej úrovni je etika založená na konkrétnych dokumentoch, ako sú Základné zásady oficiálnej štatistiky OSN², Kódex postupov európskej štatistiky³, Odporúčania OECD o správnej štatistickej praxi⁴, Deklarácia ISI o profesijnej etike⁵ a už spomínaný sprievodca UNECE. Etika v štatistickej praxi zahŕňa profesionálnu etiku (hodnoty a princípy pre štatistikov, ich vzdelávanie), kódexy správania (manuály, princípy dobrej praxe pre štatistické inštitúcie) a integritu – dobré vládnutie (podmienky na štatistickú prax, politické prostredie, kultúru v práci s dátami, ochranu nezávislosti, účasť partnerov a používateľov údajov).

Profesionálna etika je súbor štandardov správania v rámci rôznych disciplín, profesií, inštitúcií, obsahujúcich povinnosti pre svojich členov, ktoré musia pri výkone svojich povinností rešpektovať. Federácia európskych národných štatistických spoločností (FENStatS) vydala v roku 2024 deklaráciu k profesionálnej etike.

Existujúce profesijné kódexy však nie celkom podporujú štatistikov pri vznikajúcich nových úlohách dátového ekosystému. Vychádzajú často z predpokladov, že všetky údaje zbierajú NŠÚ, a to najmä prostredníctvom zisťovaní. To však už nie je pravda, čoraz viac sa používajú administratívne údaje, big data a údaje súkromných vlastníkov (tzv. privately held data). Sú preto potrebné nové všeobecné zásady, usmernenia pre

¹ <https://unece.org/statistics/documents/2025/04/working-documents/ethics-modern-statistical-organisations-guide>

² <https://unece.org/statistics/FPOS>

³ <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/4031688/9332212/KS-02-18-142-SK-N.pdf/a0ccdbf1-fed7-4137-93da-79f77765947c?t=1540214777000>

⁴ <https://legalinstruments.oecd.org/en/instruments/OECD-LEGAL-0417>

⁵ https://isi-web.org/sites/default/files/2024-04/SK_isi_vyhlasenie_o_profesijnej_etike.pdf

praktické prípady, je potrebné sa pozrieť na sekundárne a terciárne využitie údajov (využitie administratívnych údajov na štatistiku a na výskum) a tiež na kombinovanie údajov z rôznych zdrojov a ich integráciu a práve to je úlohou spomínaného sprievodcu k etike.

Samotný sprievodca sa zameriava na etické princípy v štatistickej praxi, etické úvahy vo vzťahu k produkčnému prostrediu založenému na GSBPM, na manažment etiky a kultúru organizácie a etické dilemy. Príklady etických úvah zahŕňajú kľúčové princípy, ako napríklad zbieranie len tých údajov, ktoré sú potrebné, ich uchovávanie len po určitý čas (do splnenia účelu) a zabezpečenie dôvernosti, integrity a dostupnosti. Tieto princípy majú rozhodujúci význam pri minimalizácii rizík v oblasti bezpečnosti údajov a ochrany súkromia:

- zber potrebných údajov spôsobom, ktorý je nestranný, presný a rešpektuje práva, dôstojnosť a súkromie účastníkov,
- plnenie občianskych a etických povinností s cieľom zabezpečiť integritu, dôvernosť a bezpečnosť údajov pri ich zbere, správe, používaní a ukladaní,
- zabezpečenie vhodnosti metód, splnenia predpokladov a presnosti a platnosti výsledkov pri vývoji a uplatňovaní štatistických techník a modelov,
- zabezpečenie, aby závery založené na údajoch boli spoľahlivé, objektívne a bez skreslenia a selektívneho vykazovania,
- zabezpečenie, aby komunikácia s inými štatistikmi aj laikmi prezentovala zistenia a výsledky jasným, transparentným a prístupným spôsobom tak, aby boli interpretácie rozumné pre relevantné zainteresované strany a nedeformovali pravdu ani neklamali.

Okrem toho sú národné štatistické údaje a oficiálna štatistika zodpovedné aj za etiku údajov. Zodpovednosť vyplýva z ich značných odborných znalostí v oblasti zabezpečenia dôveryhodnosti štatistík a údajov, ktoré produkujú. Etika údajov je odvetvie etiky, ktoré sa zaoberá vytváraním, zhromažďovaním, výmenou a používaním údajov. Zohľadňuje, ako postupy pri spracúvaní údajov rešpektujú hodnoty, ako je súkromie, spravodlivosť a transparentnosť, ako aj rovnováhu medzi právami jednotlivca a spoločenským prínosom.

V čase exponenciálneho rastu údajov rôznych typov narastá potenciál dátovej vedy zlepšiť verejné služby a dosiahnuť lepšie výstupy, ale s tým prichádza aj zodpovednosť zaistiť, aby tieto údaje boli použité eticky a chránilo sa súkromie jednotlivcov. Žijeme vo svete, kde sociálne médiá sú plné „alternatívnych faktov“; emócie a viera sú často nad faktami. Oficiálne štatistiky musia bojovať s chybnými informáciami, mali by klásť dôraz na štatistickú gramotnosť tak producentov, ako aj používateľov. Mali by viac prezentovať názory založené na dôkazoch (evidence based) a formovať tak kultúru sociálnych médií. Štatistické úrady by mali na tento účel vytvárať partnerstvá a spolupráce. Závisí od toho dôvera verejnosti alebo aj opačne, vnímanie verejnosti môže mať dosah na imidž oficiálnej štatistiky.

Komunikácia s verejnosťou o etike je založená na niekoľkých kľúčových požiadavkách:

1. **Zodpovednosť:** komunikátori si musia byť vedomí dôsledkov svojich slov a činností. To znamená, že sa zaväzujú nešíriť nepravdivé alebo zavádzajúce informácie a rešpektovať dôstojnosť a práva druhých.
2. **Jasnosť:** komunikácia musí byť zrozumiteľná a prístupná všetkým cieľovým skupinám. To znamená zabezpečiť, aby bolo posolstvo jasné a priame, a vyhnúť sa používaniu príliš technického alebo zložitého jazyka bez primeraného vysvetlenia (jednoduchá komunikácia).
3. **Povedomie:** je dôležité byť si vedomý kontextu, v ktorom komunikujete, a rôznych kultúrnych a sociálnych citlivostí. To znamená venovať osobitnú pozornosť tomu, čo sa hovorí a ako sa to prezentuje používateľom.
4. **Transparentnosť:** ide o úplné a čestné zverejňovanie informácií bez zadržiavania relevantných detailov alebo manipulovania s faktami na osobné alebo obchodné účely.
5. **Autentickosť:** byť autentický znamená komunikovať úprimne a pravdivo. Znamená to vyhnúť sa prezentovaniu skreslenej verzie seba samého alebo svojich zámerov.
6. **Súkromie:** je nevyhnutné chrániť osobné a citlivé informácie jednotlivcov, najmä v digitálnej ére, kde sa údaje dajú ľahko zhromažďovať a šíriť.
7. **Inkluzívnosť:** etická komunikácia musí byť inkluzívna. Musí rešpektovať a oceňovať rozmanitosť ľudí a ich skúseností.

Etika by mala byť neoddeliteľnou súčasťou personálneho riadenia každej organizácie, jej organizačnej kultúry, nevyhnutnou na zdokonaľovanie systému riadenia organizácie. Dialóg o hodnotách oficiálnej štatistiky, o význame etického správania, motivácia zamestnancov štatistického úradu na dodržiavanie etických noriem vedie k zlepšeniu efektívnosti a účinnosti pracovného prostredia.

V Štatistickom úrade SR je etika spoločne uznávanou hodnotou. Konkrétne kroky v tejto oblasti zahŕňajú najmä nasledujúce aktivity:

- zabezpečiť prístup k anonymizovaným údajom mikroúdajov na vedecké účely pri zachovaní rovnováhy medzi ochranou a požiadavkou na údaje (Vedecké dátové centrum – projekt MONA),
- vysvetľovať používateľom potrebu ochrany údajov a jej zásady, zabezpečiť komunikáciu o etike s využitím existujúceho aj nového webového portálu,
- prostredníctvom školení učiť členov národného štatistického úradu o ochrane údajov, etike a dopade jej porušenia,
- spolupracovať s MIRRI ako garantom zákona o data governmente a zdôrazňovať požiadavky na etiku a na etiku údajov,
- pôsobiť v pozícii data stewardship pre Národný štatistický systém,
- pokračovať v rozvoji metód ochrany údajov,
- zvážiť osobitné uvedenie etiky a jej princípov v kľúčových dokumentoch úradu.

PhDr. Ľudmila Ivančíková, PhD.
*podpredsedníčka Štatistického úradu Slovenskej republiky
a predsedníčka redakčnej rady časopisu Slovenská štatistika a demografia*

Informácia/Information

SLOVENSKÁ ŠTATISTICKÁ A DEMOGRAFICKÁ SPOLOČNOSŤ PRIJALA ETICKÝ KÓDEX PRE ŠTATISTICKÚ PRAX V EURÓPE OD FENSTATS-U/ISI PRE ŠTATISTICKÚ PRAX NA SLOVENSKU

THE SLOVAK STATISTICAL AND DEMOGRAPHIC SOCIETY ADOPTED THE CODE OF ETHICS FOR STATISTICAL PRACTICE IN EUROPE FROM FENSTATS/ISI FOR STATISTICAL PRACTICE IN SLOVAKIA

Jednou z ambícií súčasného Výkonného výboru Federácie európskych národných štatistických spoločností (Federation of European National Statistical Societies, FENStatS) bolo presadiť v európskych podmienkach na úrovni nezáväzného odporúčania etický rámec, ktorý by usmerňoval odbornú prácu štatistika, posilňoval by jeho integritu, profesionalitu a zodpovednosť voči spoločnosti a voči používateľom jeho štatistických výstupov. Rámec by zároveň poskytoval štatistikovi východiská na rozhodovanie v konfliktných situáciách, keď napr. na jednej strane stojí odberateľ štatistickej informácie a na druhej strane objektívne výsledky plynúce z analýzy.

Nositeľom myšlienky na úrovni Výkonného výboru FENStatS-u bol Walter J. Radermacher, v súčasnosti viceprezident FENStatS-u, predseda Poradnej rady vo veci etiky pri Medzinárodnom štatistickom inštitúte (International Statistical Institute, ISI), bývalý prezident nemeckého Federálneho štatistického úradu a bývalý generálny riaditeľ Eurostatu. V priebehu roka 2024 sa problematika etického kódexu diskutovala na rôznych platformách na úrovni Výkonného výboru FENStatS-u. Následne bol návrh na prijatie etického kódexu predložený 24. septembra 2024 na schválenie na Valnom zhromaždení FENStatS-u reprezentantom členských národných štatistických spoločností a Európskej centrálnej banky ako korporátneho člena. Tento návrh bol jednomyselne schválený, čím bola formálne inštitucionalizovaná **Deklarácia profesijnej etiky FENStatS-u** (FENStatS Declaration of Professional Ethics), ktorá sa hlási k Deklarácii profesijnej etiky prijatej ISI (ISI Declaration of Professional Ethics) a preberá ju v slovenských podmienkach.

Naostatok, pre slovenské podmienky je kľúčový dátum 5. decembra 2024, keď sa konal Výbor Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti (SŠDS) a Martin Boďa, vedecký tajomník SŠDS a podpredseda SŠDS pre medzinárodné vzťahy, predložil na diskusiu a prípadné schválenie návrh na osvojenie Deklarácie profesijnej etiky FENStatS-u na slovenské podmienky ako koncepčné nezáväzné, informatívne, ale žiaduce usmernenie pre prácu štatistika (či demografa používajúceho štatistické postupy). Návrh bol jednomyselne schválený a **SŠDS sa stala historicky prvou organizáciou, nielen členskou organizáciou FENStatS-u, ktorá prijala Deklaráciu profesijnej etiky FENStatS-u** ako dokument zásadného významu pre posilnenie etickej dimenzie práce štatistika.

Treba priznať, že Deklarácia profesijnej etiky FENStatS-u nie je pionierskym počínom, ktorým by sa mala na nezáväznej úrovni kodifikovať etická dimenzia štatistickej profesie v európskom priestore. Jednak sa hlási k Deklarácii profesijnej etiky ISI, ale tá samotná je zosúladená s Etickým usmernením pre štatistickú prax Americkej štatistickej asociácie (American Statistical Association, ASA), Kódexom správania Kráľovskej štatistickej spoločnosti (Royal Statistical Society, RSS),

odporúčaním Rady OECD týkajúcim sa dobrej štatistickej praxe a inými koncepčnými etickými rámcami. Na najvyššej hodnotovej úrovni je Deklarácia profesijnej etiky FENStatS-u zhodná aj s Kódexom postupov pre európsku štatistiku od Eurostatu, ktorý má však prvky záväznosti. Jedným z dôvodov je, že pracovné skupiny, ktoré pripravili tieto etické rámce, boli pospájané spoločnými osobnosťami a, pochopiteľne, vytvárajú personálnu a ideovú internacionálnu sieť tvorenú rešpektovanými osobnosťami v oblasti akademickej, oficiálnej či aplikovanej štatistiky. Zjavným dôvodom je však skutočnosť, že je ťažko predstaviteľné, že by sa jednotlivé kódexy v súčasných podmienkach kvalitatívne a významne odlišovali, keďže hodnotová báza vyspelého sveta bude porovnateľná a odlišnosti vyvstávajú skôr formálneho charakteru, vo formulácii a v akcentovaní možno mierne odlišných nuáns dobrej praxe štatistika.

Etické kódexy spravidla zostávajú na najvyššej úrovni a reprezentujú určitý súbor hodnôt prostredníctvom princípov. Existuje hierarchia, ktorou sa riadi etický systém: hodnoty sú stelesnené v princípoch, princípy sú rozpracované do usmernení, ktoré sa následne adaptujú do štandardov či návodov pre príslušné oblasti a následne sa špecifikujú na úrovni organizácií do konkrétnych, už záväzných regúl vynucovaných zamestnávateľom. Deklarácia profesijnej etiky FENStatS-u reflektuje najvyššiu úroveň a rozpracúva **tri hodnoty** do konkrétnych **dvanástich princípov**. Kým hodnotami sú (i.) rešpekt, (ii.) profesionalita a (iii.) pravdivosť a bezúhonnosť, princípy neskoršie sumarizuje schéma uvedená na strane 80.

V prílohe k tejto informačnej správe je slovenská verzia dokumentu, ktorým Výkonný výbor FENStatS-u odôvodnil potrebu prijať Deklaráciu profesijnej etiky FENStatS-u v európskych podmienkach, tzv. preambula. Samozrejme, originálny dokument bol v anglickom jazyku. Čitateľ nájde prebratú Deklaráciu profesijnej etiky ISI na stránkach ISI: <https://isi-web.org/declaration-professional-ethics>.

Tento významný dokument nie je k dispozícii len v anglickom jazyku, ale v čase písania tejto informačnej správy celkovo v 14 ďalších jazykoch, medzi ktorými je aj slovenský jazyk. Hlavným autorom preambulového dokumentu je W. J. Radermacher, ktorý ho rozšíril a výrazne obohatil a neskoršie publikoval ako vedecký článok *Verified facts for people in the 21st century: How can professional ethics contribute?* (Radermacher, W. J. (2025). *Statistical Journal of the IAOS*, 41(1), 128 – 139. <https://doi.org/10.1177/18747655241307541>).

Vedenie SŠDS si plne uvedomuje, že v tomto okamihu prijatie Deklarácie profesijnej etiky FENStatS-u/ISI má výlučne symbolicko-indikatívny ráz, ale verí, že týmto činom sa lepšie dokážu etablovať a automatizovať etické fundamenty v praxi akademického, oficiálneho a aplikovaného štatistika na Slovensku.

doc. PhDr. Ing. Martin BOĎA, PhD.
*vedecký tajomník a podpredseda pre medzinárodné vzťahy SŠDS,
akademický pracovník na Ekonomickej fakulte Univerzity Mateja Bela v Banskej Bystrici
a Prírodovedeckej fakulty Univerzity Jana Evangelistu Purkyně v Ústí nad Labem*

PRILOHA – PREAMBULA NA PRIJATIE Deklarácie profesijnej etiky FENStatS-u

Tento dokument bol schválený Valným zhromaždením FENStatS-u 24. septembra 2024 tak, ako bol predložený na zváženie Výkonným výborom FENStatS-u.

Profesijná etika pre štatistickú prax v Európe Usmernenia FENStatS-u

1. Úvod

Štatistické metódy sú mocným nástrojom, ktorý má potenciál generovať značné benefity v rôznych aplikačných oblastiach. Môžu poskytnúť informácie, napomôcť príprave rozhodnutí založených na najlepších dôkazoch, posunúť empirickú základňu vedy a objektivizovať verejnú diskusiu. Môžu byť však tiež neadekvátne aplikované a zneužitie na vyvolanie nejasností, na fabrikáciu falošných „alternatívnych skutočností“ a na vnesenie pochybností do poznania, zneistiť racionalitu a inštitúcie. Štatistické metódy používajú dáta jednotlivcov, rodín a organizácií a pritom treba pri ich použití chrániť citlivosť týchto informácií. Súbežne treba poskytnúť prístup k dátam, skutočnostiam a číslam najširšiemu okruhu ľudí spôsobom, ktorý je **f-a-i-r** a zabezpečuje lokalizovateľnosť (findability), dostupnosť (accessibility), vzájomnú využiteľnosť (interoperability) a opätovné použitie (reuse) v duchu otvorených dát (GOFAIR, 2016; Wilkinson, 2016). Uzané etické princípy sa týkajú vedeckého výskumu a môžu byť procedurálnej povahy (napr. reprodukovateľnosť, žiadna falzifikácia alebo plagiátorstvo) alebo môžu tiež zahrňovať základné povinnosti eticky poctivého výskumu (voľba rovníc a premenných, analýza dát, riešenie chýb) alebo vonkajšie riziká (dopad výskumných výsledkov na iných, riziká a vedľajšie efekty použitia, duálne využitie) (Tuana, 2010).

Keď dochádza k aplikačnému použitiu štatistiky, jej používateľ má značnú zodpovednosť, a to bez ohľadu na to, či je trénovaný v štatistickom odbore, alebo pochádza z inej vedeckej disciplíny alebo odboru. Používatelia štatistiky by mali byť pripravení niesť zodpovednosť, čo si žiada vyučovať aj etický rozmer profesie spolu s hodnotami a zásadami ako súčasť odborného vzdelávania popri metodických poznatkoch a praktických zručnostiach. Federácia európskych národných štatistických spoločností FENStatS vykročuje týmto smerom a prezentuje túto iniciatívu pre profesijnú štatistickú etiku v Európe. Prístup vychádza z príslušnej deklarácie Medzinárodného štatistického inštitútu (ISI) a presadzuje jej použitie v Európe.

2. Účel štatistickej etiky – etická misia FENStatS-u

Kľúčovou otázkou je, prečo štatistickí vôbec potrebujú (profesijnú) etiku. V priebehu prudkých zmien v dátovom ekosystéme vyvstáva táto otázka opakovane. Luciano Floridi a Mariarosaria Taddeo (Floridi & Taddeo, 2016) a David Hand (Hand, 2018) zaujali v tejto veci presvedčivé stanovisko a poskytli názorné usmernenia, ako napríklad:

„Navigácia medzi Skyllou sociálneho odmietnutia a Charybdou právneho vylúčenia pri dosahovaní riešení maximalizujúcich etickú hodnotu dátovej vedy k prospechu našej spoločnosti, všetkých nás a nášho prostredia je zaťažujúcou výzvou dátovej etiky“ (Floridi a Taddeo, 2016, p. 2).“

„Čo sa týka etického kódexu na zber dát, manipuláciu s nimi a ich použitie, ten môže plniť rozličné funkcie a môže zahrňovať nasledujúce aspekty:

- poskytovanie návodu na správanie v ťažkých prípadoch,
- zachovanie súkromia spôsobom akceptovateľným pre používateľov a verejnosť,
- zabezpečenie použitia dát spôsobom prospešným pre verejnosť,
- uistenie zákazníkov, verejnosti a ostatných subjektov o integrite organizácie,
- uistenie zamestnancov, že pracujú pre dôveryhodnú organizáciu“ (Hand, 2018, p. 178).

A ďalej:

„Kontext dátovej vedy je však taký široký a rôznorodý a mení sa tak prudko v čase, že nemôžeme dúfať v zavedenie presných nariadení. Nemôže byť jednotná a jednoduchá univerzálna množina pravidiel. Miesto toho je isté, že vzniknú nečakané a nepredvídané okolnosti. Najlepšie, v čo možno dúfať, sú nejaké etické princípy, ktoré treba interpretovať alebo nahradiť príkladmi postupu v konkrétnych aplikáciách. To znamená, že princípy treba transformovať na usmernenia nižšej úrovne a tento proces musí závisieť od aplikácie. [...] Na najvyššej úrovni tieto princípy zahŕňujú aspekty, akými sú integrita, čestnosť, objektivita, spoľahlivosť, dôvera, nezáujatosť, nediskriminácia, transparentnosť, akceptácia zodpovednosti, čestnosť, spoľahlivosť, reziliencia, použiteľnosť, efektívnosť a nezávislosť. Všetko sú to dobré a žiaduce charakteristiky. Tie sa potom precizujú do nižších princíпов, ešte stále na vysokej úrovni“ (Hand, 2018, p. 179).

Tieto etické hodnoty a princípy treba zjavne rozumieť hierarchicky, a to tak, že fundamentálne aspekty (tzn. hodnoty) by mali byť čo najvšeobecnejšie a tak odolné voči zmenám v čase (napr. vďaka technológiám), kým zásady z nich odvodené by mali byť presnejšie, ale tiež otvorené vývoju či adaptácii, ako je to v prípade právnych systémov.

V závislosti od aplikačnej oblasti, v ktorej štatistici pracujú, určite sa na ich profesiu vzťahujú aj etické usmernenia a predpisy príslušné danej oblasti, či už všeobecné usmernenia pre vedecký výskum (Tuana, 2010), pravidiel profesijného správania v neurovedách (Society for Neurosciences, 2024) alebo v oficiálnej štatistike (United Nations, 2023) a v mnohých ďalších oblastiach.

Ktorá úroveň etickej hierarchie a ktoré charakteristiky sú vhodné, závisí od zamýšľaného účelu aplikácie: niekedy je cieľom iba relatívne otvorene odkomunikovať všeobecné hodnoty (napr. pri výchove štatistika), ale niekedy sa vyžadujú záväzné pravidlá, aby bola zabezpečená kompatibilita s kritériami uplatňovanými pri hodnotení a certifikácii, ako je to v Kódexe postupov pre európsku štatistiku (Eurostat, 2018).

FENStatS sa sústreďuje na prvú úroveň a sleduje pritom nasledujúce ciele:

- podporiť používateľov zo širokej oblasti profesií pri hľadaní čo najprofesionálnejších a najetickejších odpovedí na otázky a dilemy, ktorým čelia,
- presadzovať povedomie o profesijnej etike v európskej štatistike (vo výskume, výučbe a všetkých aplikačných oblastiach),

- ustanoviť zaväzujúci európsky referenčný rámec na certifikáciu v rámci projektu Európskej štatistickej akreditácie (ESA),
- podporovať a napomáhať medzinárodnej kooperácii medzi vedcami a učiteľmi štatistiky v Európe a mimo Európy.

V neposlednom rade je FENStatS tiež zaviazaný zvyšovať reputáciu štatistiky a štatistikov presadzovaním vysokých profesijných štandardov.

3. Zosúladzovanie a harmonizácia s medzinárodným štandardom

FENStatS zabezpečuje, že jeho ciele sú kompatibilné s medzinárodnými štandardmi. Z tohto dôvodu odkazuje na Deklaráciu profesijnej etiky prijatej ISI (International Statistical Institute, 2023). Táto etická deklarácia je datovaná do 80. rokov 20. storočia so súčasnou verziou z roku 2010, ktorá bola novelizovaná v roku 2023 počas Svetového štatistického kongresu v Ottawe.

Deklarácia profesijnej etiky prijatá ISI pozostáva z dvoch určujúcich komponentov. *Spoločné profesijné hodnoty* sú rozpracované do množiny odvodených *etických princípov*. Deklarácia zdôrazňuje zodpovednosť štatistika takto:

„Hoci to nie je výslovne uvedené, tieto princípy inherentne stelesňujú povinnosti, zodpovednosti a z toho rezultujúce konflikty štatistika plynúce z činiteľov a tlakov mimo ich pôsobnosti, a to predovšetkým vo vzťahu k:

- spoločnosti,
- zamestnávateľom, klientom a financovateľom,
- kolegom
- subjektom.

Pri výkone svojich povinností musí každý štatistik dbať na to, aby jeho konanie bolo v súlade so záujmami každej skupiny a nezvýhodňovalo žiadnu skupinu na úkor inej a nebolo v rozpore so žiadnym z princípov“ (International Statistical Institute, 2023).

Etické princípy – Deklarácia profesijnej etiky

Snaha o objektivitu	Objasnenie povinností a úloh	Nezaujaté hodnotenie možností	Protichodné záujmy
Eliminovanie predurčených výsledkov	Ochrana dôverných informácií	Preukazovanie odbornej spôsobilosti	Zachovanie dôvery v štatistiku
Zverejnenie a preskúmanie metód a zistení	Inormovanie o etických princípoch	Zodpovednosť za integritu profesie	Obhajovanie záujmov subjektov

Grafický prehľad dvanástich etických princípov v Deklarácii profesijnej etiky

<https://isi-web.org/declaration-professional-ethics>

Súbežne s deklaráciou prijatou ISI [ISI DPE] existujú Etické usmernenie pre štatistickú prax Americkéj štatistickej asociácie [ASA EGE] (American Statistical Association, 2022) a Kódex správania Kráľovskej štatistickej spoločnosti (Royal Statistical Society, 2014), ktoré sú dobre známe v štatistickej komunite a používajú ich vedci. Sotva však vznikajú akékoľvek ťažkosti, keďže tieto usmernenia sú dosť v súlade s obsahom deklarácie prijatej ISI. „Tieto dva dokumenty od profesionálnych štatistických organizácií by mali byť tesne zosúladené, a sú. Je silný súlad medzi ASA EG a ISI DPE“ (Tractenberg & Park, 2023, p. 17).

4. Nasledujúce kroky na zavedenie Deklarácie profesijnej etiky FENStatS-u

Tento prístup bude prezentovaný s požiadavkou na podporu a schválenie na Valnom zhromaždení FENStatSu v septembri 2024. Na základe tohto formálneho rozhodnutia výkonný výbor vyvinie a aplikuje návrhy na implementáciu, rozšírenie a propagáciu Deklarácie profesijnej etiky FENStatS-u¹. To bude tiež zahŕňať blízku kooperáciu s ISI na fruktifikáciu všetkých možných synergií. Napríklad by mohol byť zoznam jazykových verzií, v ktorých je Deklarácia profesijnej etiky prijatá ISI k dispozícii (14 jazykov aj so započítaním anglického originálu), rozšírený s pomocou členských organizácií. Okrem toho tento nový štandard bude potrebné zahrnúť do akreditačných procedúr a stanoviť ho ako formálnu požiadavku. Napokon sa obsah etického vyhlásenia použije pri budúcich aktivitách týkajúcich sa výchovy štatistikov.

Príloha

DEKLARÁCIA PROFESIJNEJ ETIKY – ISI
NOVELIZOVANÁ VERZIA
PRIJATÁ VÝKONNÝM VÝBOROM ISI
17. JÚLA 2023
OTTAWA, KANADA

Referencie

- American Statistical Association. (2022). *Ethical guidance for statistical practice*. American Statistical Association. <https://www.amstat.org/your-career/ethical-guidelines-for-statistical-practice>
- Eurostat. (2018). *European statistics code of practice: For the national statistical authorities and Eurostat*. Publications Office of the European Union.
- Floridi, Luciano & Taddeo, Mariarosaria 2016. What is data ethics? *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 374: 20160360. <https://doi.org/10.1098/rsta.2016.0360>
- Floridi, L., & Taddeo, M. (2016). What is data ethics? *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 374, 20160360.
- GO FAIR. (2016). *FAIR principles*. Retrieved June 24, 2024, from <https://www.go-fair.org/fair-principles/>
- Hand, David J. (2018). Aspects of data ethics in a changing world: Where are we now? *Big Data*, 6(3), 176–190. <https://doi.org/10.1089/big.2018.0083>
- International Statistical Institute. (2023). *Declaration on professional ethics*. Retrieved March 14, 2024, from <https://isi-web.org/declaration-professional-ethics>

¹ Pozri prvý FENStatS webinár o etike v apríli 2024: <https://www.fenstats.eu/news/2024-04-11-webinar%20on-ethics>

- Royal Statistical Society. (2014). *Code of conduct*. Retrieved July 4, 2024, from <https://rss.org.uk/about/policy-and-guidelines/code-of-conduct/>
- Society for Neurosciences. (2024). *Professional conduct*. Retrieved June 24, 2024, from <https://www.sfn.org/about/professional-conduct>
- Tractenberg, Rochelle E. & Park, Jennifer (2023). How does international guidance for statistical practice align with the ASA ethical guidelines for statistical practice? *arXiv preprint arXiv:2302.06479*. <https://arxiv.org/abs/2302.06479>
- Tuana, N. (2010). Leading with ethics, aiming for policy: New opportunities for philosophy of science. *Synthese*, 177(3), 471 – 492. <https://doi.org/10.1007/s11229-010-9841-5>
- United Nations. (2023). *Fundamental principles of national official statistics*. <https://unstats.un.org/unsd/dnss/gp/fundprinciples.aspx>
- Wilkinson, M. D., Dumontier, M., Aalbersberg, I. J., Appleton, G., Axton, M., Baak, A., ... Mons, B. (2016). The FAIR guiding principles for scientific data management and stewardship. *Scientific Data*, 3, 160018. <https://doi.org/10.1038/sdata.2016.18>

INFORMÁCIE PRE PRISPIEVATEĽOV

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

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

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

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.

SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA A DEMOGRAFIA

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

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

Vydáva:

Štatistický úrad Slovenskej republiky
Slovenská štatistická a demografická spoločnosť

Identifikačné čísla vydavateľov:

IČO 00166197 / 00178764

Vychádza:

Štyrikrát ročne

Dátum vydania:

15. október 2025

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

SLOVAK STATISTICS AND DEMOGRAPHY

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

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

Issued by:

Statistical Office of the Slovak Republic
Slovak Statistical and Demographic Society

Companies registration numbers:

00166197 / 00178764

Published:

Four times a year

Date of issue:

15th October 2025

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