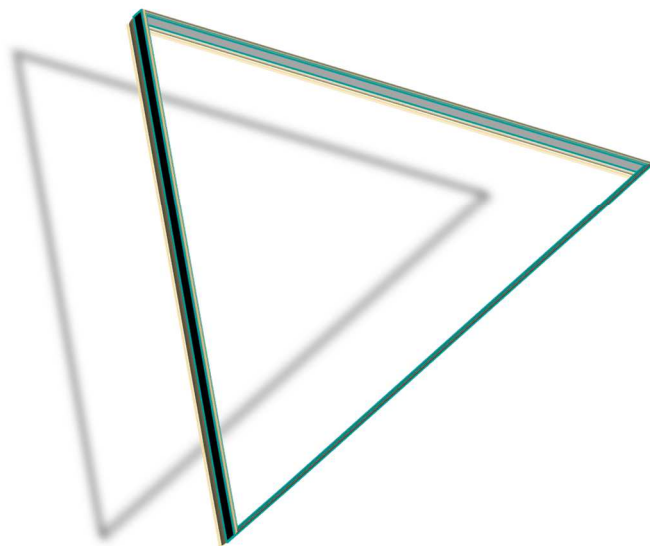
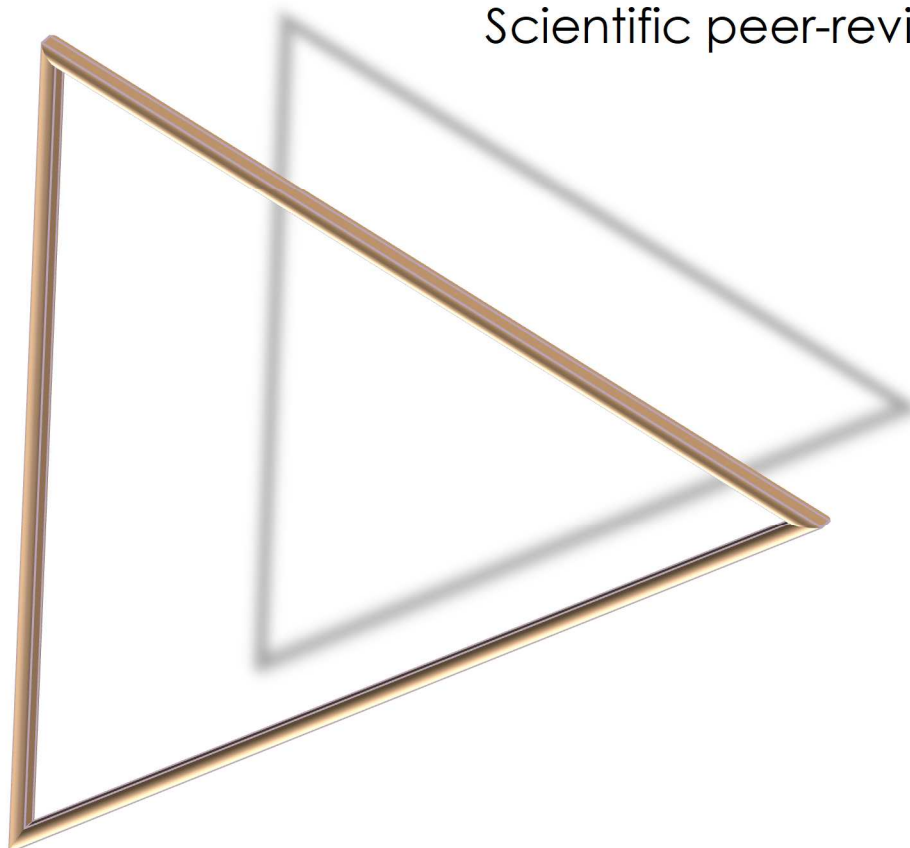


Slovenská štatistická a demografická spoločnosť
Slovak Statistical and Demographic Society

FORUM STATISTICUM SLOVACUM



Recenzovaný vedecký časopis
Scientific peer-reviewed journal



Číslo/Issue: 1/2023
Ročník/Volume: XIX



FORUM STATISTICUM SLOVACUM

recenzovaný vedecký časopis Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti
scientific peer-reviewed journal of the Slovak Statistical and Demographic Society

Ročník/Volume: XIX (2023)

Číslo/Issue: 1

Editori / Editors

Iveta Stankovičová (Fakulta managementu Univerzity Komenského v Bratislave, Slovensko)

Martin Boďa (Ekonomická fakulta Univerzity Mateja Bela v Banskej Bystrici, Slovensko)

Redakčná rada / Editorial Board

Branislav Bleha (Prírodovedecká fakulta Univerzity Komenského v Bratislave, Slovensko)

Boris Burcin (Prírodovedecká fakulta Univerzity Karlovej v Prahe, Česko)

Joanna Dębicka (Fakulta manažmentu, informatiky a financií Ekonomickej univerzity vo Wroclawi, Poľsko)

Estefanía Mourelle Espasandín (Fakulta ekonómie a podnikania Univerzity v La Coruña, Španielsko)

Stanislav Katina (Ústav matematiky a štatistiky Masarykovej univerzity v Brne, Česko)

Jana Kubanová (Fakulta ekonomicko-správna Univerzity Pardubice, Česko)

Dagmar Kusendová (Prírodovedecká fakulta Univerzity Komenského v Bratislave, Slovensko)

Viera Labudová (Fakulta hospodárskej informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave, Slovensko)

Jitka Langhamrová (Fakulta informatiky a štatistiky Vysokej školy ekonomickej v Prahe, Česko)

Ivan Lichner (Ekonomický ústav Slovenskej akadémie vied, Slovensko)

Tomáš Löster (Fakulta informatiky a štatistiky Vysokej školy ekonomickej v Prahe, Česko)

Janka Medová (Fakulta prírodných vied Univerzity Konštantína Filozofa v Nitre, Slovensko)

Silvia Megyesiová (Podnikovohospodárska fakulta v Košiciach Ekonomickej univerzity v Bratislave, Slovensko)

Oľga Nanásiová (Fakulta elektrotechniky a informatiky Slovenskej technickej univerzity v Bratislave, Slovensko)

Viliam Páleník (Ekonomický ústav Slovenskej akadémie vied, Slovensko)

Marek Radvanský (Ekonomický ústav Slovenskej akadémie vied, Slovensko)

Hana Řezanková (Fakulta informatiky a štatistiky Vysokej školy ekonomickej v Prahe, Česko)

Ľubica Šipková (Fakulta hospodárskej informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave, Slovensko)

Mária Stachová (Ekonomická fakulta Univerzity Mateja Bela v Banskej Bystrici, Slovensko)

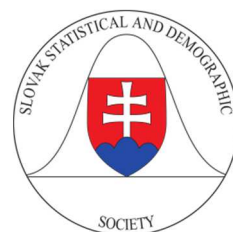
Anna Tirpáková (Fakulta prírodných vied Univerzity Konštantína Filozofa v Nitre, Slovensko)

Mária Vojtková (Fakulta hospodárskej informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave, Slovensko)

Tomáš Želinský (Ekonomická fakulta Technickej univerzity v Košiciach, Slovensko)



Vydavateľ: Slovenská štatistická a demografická spoločnosť, Miletičova 3, 824 67 Bratislava, Slovensko. **Publisher:** Slovak Statistical and Demographic Society, Miletičova 3, 824 67 Bratislava, Slovakia. **Adresa redakcie/Editorial office:** Miletičova 3, 824 67 Bratislava, Slovakia. **IČO/Company ID:** 00178764. **DIČ/Tax ID:** 2021504276. **Mailový kontakt/E-mail contact:** adm.ssds@ssds.sk **Web site/Webové sídlo:** <http://www.ssds.sk/>



Registráciu vykonalo Ministerstvo kultúry Slovenskej republiky. **Dátum registrácie:** 27. júla 2005. **Evidenčné číslo:** EV 3287/09. **Tematická skupina:** B1. **Periodicita:** minimálne dvakrát ročne. **ISSN:** 1336-7420.

Registered by the Ministry of Culture of the Slovak Republic. **Date of registration:** 27 July 2005. **Registration No:** EV 3287/09. **Topic group:** B1. **Periodicity:** at least two issues per year. **ISSN:** 1336-7420.

Vybrané charakteristiky trhu práce ovplyvňujúce mieru samozamestnanosti v krajinách Vyšehradskej skupiny

Selected labour market characteristics influencing the self-employment rate in the Visegrad Group countries

Martin Bodá^{ab}, Mariana Považanová^a, Lenka Ďurčanská^a

^a Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici, Ekonomická fakulta, Tajovského 10, 974 90 Banská Bystrica, Slovenská republika

^b Univerzita Jána Evangelisty Purkyně v Ústí nad Labem, Přírodovědecká fakulta, Pasteurova 15, 400 96 Ústí nad Labem, Česká republika

^a Matej Bel University in Banská Bystrica, Faculty of Economics, Tajovského 10, 974 90 Banská Bystrica, Slovak Republic

^b Ján Evangelista Purkyně University in Ústí nad Labem, Faculty of Natural Sciences, Pasteurova 15, 400 96 Ústí nad Labem, Czech Republic

martin.boda@umb.sk, mariana.povazanova@umb.sk, lenka.durcanska@gmail.com

Abstrakt: Článok sa zameriava na identifikáciu faktorov pochádzajúcich prioritne z oblasti trhu práce, ovplyvňujúcich samozamestnanosť v 37 NUTS 2 regiónoch Českej republiky, Maďarska, Poľska a Slovenska. Empirická analýza je založená na panelovej regresii aplikovanej na ročných dátach za sledované regióny za obdobie od roku 2004 do roku 2019. Výsledky naznačujú, že čím je v regiónoch väčší podiel mužov a viac pracovníkov pracujúcich na čiastočný úväzok na pracovnej sile, tým je miera samozamestnanosti vyššia, a že regióny s vyššou mierou nezamestnanosti zaznamenávajú aj nižšiu mieru samozamestnanosti. Výsledky zároveň odhaľujú existenciu regionálnych rozdielov. Obzvlášť v poľských NUTS 2 regiónoch vo východnej časti krajiny a v okolí hlavných miest je miera samozamestnanosti vyššia. Zistenia sú relevantné pre aktívne politiky na trhu práce, ktoré pôsobia na znižovanie nezamestnanosti prostredníctvom podpory samozamestnanosti.

Abstract: The paper focuses on identification of factors coming primarily from the sphere of the labour market as possible drivers of self-employment in 37 NUTS 2 regions of the Czech Republic, Hungary, Poland, and Slovakia. The empirical analysis hinges upon panel regression applied to annual data for the analysed regions for the period from 2004 until 2019. The results suggest that regions with a higher share of males and part-time workers in total employed labour force display a higher self-employment rate, and that regions with a higher unemployment rate also record a lower self-employment rate. The results simultaneously reveal the existence of regional disparities. Especially in Polish NUTS 2 regions in the eastern part of the country, and in the neighbourhood of country capitals, the self-employment rate tends to be higher. The findings are relevant for active labour market policies that act upon unemployment reduction by supporting self-employment.

Kľúčové slová: samozamestnanie, krajiny V4, miera nezamestnanosti, fixné efekty.

Key words: self-employment, V4 countries, unemployment rate, fixed effects.

1 Úvod

V zásade nezáleží na tom, či chápeme samozamestnaných ako osobitnú skupinu ekonomicky aktívneho obyvateľstva, ktorá sa sformovala na trhu práce, alebo ich vnímame ako špecifický príznak (drobnej) podnikateľskej aktivity, ukazuje sa, že samozamestnanosť môže slúžiť ako katalyzátor hospodárskeho rozvoja krajiny alebo regiónu (napr. Krasniqui and Desai, 2016, Yerrabati, 2022). Pochopiteľne, status samozamestnaného v porovnaní s plateným zamestnaním prináša pre jednotlivca rôzne výhody a nevýhody. To, či sa niekto stane samozamestnaným, alebo nie, je v konečnom dôsledku výsledkom pôsobenia viacerých faktorov, vnútorných a vonkajších. K vnútorným faktorom motivujúcim jednotlivcov založiť si vlastné podnikanie môže patriť napríklad potreba finančne zabezpečiť seba a svoju rodinu, potreba seberealizácie, ale aj potreba mať flexibilný pracovný čas (napr. Dawson et al., 2009). K vonkajším faktorom vplyvajúcim na samozamestnanosť môžeme zaradiť všeobecnú podnikateľskú klímu, ekonomickú prosperitu krajiny, mieru nezamestnanosti či počty pracovných miest v krajine (Fritsch et al., 2014).

Vnútorné faktory môžu byť na jednej strane buď umocnené vonkajšími okolnosťami, alebo – naopak – vonkajšie okolnosti môžu demotivovať jednotlivca pri jeho rozhodnutí stať sa samozamestnaným. Vnútorné a vonkajšie faktory tak spolupôsobia na výsledné rozhodnutie jednotlivcov (ne)vstúpiť do samozamestnania, ktoré sa v makroekonomickom kontexte premietajú do celkového počtu samozamestnaných v ekonomike. Výskum zameraný na zisťovanie toho, prečo sa jednotlivec stáva samozamestnaným, sledujúci jeho individuálne charakteristiky je pomerne rozsiahly (napr. Simoes et al., 2016) a je dostupný v obmedzenom rozsahu aj pre krajiny V4, na ktoré sa tento článok sústreďuje (napr. Dvouletý a Orel, 2020, s. 125). Menej pozornosti sa v odbornej literatúre už venuje interakcii vonkajšieho či už širšieho alebo užšieho prostredia a samozamestnaných ako skupiny. K niektorým štúdiám sledujúcim vplyv makroprostredia a jeho vývoja na samozamestnaných je možné zaradiť napr. práce Fritscha et al. (2014) a Williamsa (2009).

Skúmanie faktorov ovplyvňujúcich rozhodnutie jednotlivca alebo širších skupín jednotlivcov ohľadom samozamestnanosti je dôležité preto, lebo ak sú jednotlivci motivovaní stať sa a zostať samozamestnanými podobnými vonkajšími faktormi, tak nastavenie vonkajšieho prostredia, ktoré tieto rozhodnutia ovplyvňuje, môže výrazne determinovať ich celkové množstvo a štruktúru. Praktické uplatnenie poznatkov o vplyve vonkajšieho prostredia na samozamestnanie sa môže prejavovať v presnejšie zacielenom nastavení a realizácii hospodárskych politík a rôznych podporných opatrení trhu práce s cieľom

vytvoriť podmienky pre vstup do samozamestnania aj napr. v zaostalejších regiónoch.

Pretože samozamestnaní v majoritných prípadoch pôsobia na lokálnom trhu, pre lepšie pochopenie skúmanej problematiky je potrebné sledovať nie agregátnu rovinu, ale zamerať sa na regionálny rozmer, pretože veľmi často sú dôležitými faktormi samozamestnania práve regionálne charakteristiky.

Článok sa venuje problematike samozamestnania z tohto uhlu pohľadu. Jeho cieľom je identifikovať vplyv vybraných charakteristík vonkajšieho prostredia na samozamestnanosť na regionálnej úrovni v krajinách Vyšehradskej skupiny (V4) za obdobie rokov 2004 – 2019. Dôraz pri výbere týchto charakteristík je kladený na trh práce a regionálna úroveň je vzťahovaná na najnižšiu možnú regionálnu úroveň, pre ktorú sú k dispozícii potrebné štatistické údaje, teda úroveň 2 štatistickej klasifikácie NUTS (Nomenclature of territorial units of statistics) podľa úpravy platnej od roku 2021. Podľa aktuálnej klasifikácie je teritórium Českej republiky, Maďarska, Poľska a Slovenska rozdelené na 37 NUTS 2 regiónov.

Krajiny V4 patria ku skupine krajín, v ktorých bolo počas niekoľkých dekád v druhej polovici 20. storočia samozamestnanie v dôsledku ich hospodársko-politického nastavenia buď zakázané alebo utlmované, alebo ak aj bolo postupne povolené, nebolo zo strany centrálnej vlády podporované v takej miere, ako vo vtedajších krajinách západnej Európy.¹ Transformačné obdobie vytvorilo priaznivejšie podmienky pre rozvoj súkromného podnikania, v dôsledku ktorých sa samozamestnanie mohlo prirodzene rýchlejšie rozvíjať. Vzhľadom na jedinečnosť transformácie centrálne plánovaných ekonomík na trhové a s tým súvisiacimi vplyvmi na podnikovú sféru transformujúcich sa krajín, bola aj problematike samozamestnania v odbornej literatúre venovaná rozsiahla pozornosť (napr. Dvouletý a Orel, 2020, s. 124). S ekonomickým rozvojom krajín V4 a ich štandardnou participáciou na medzinárodných ekonomických vzťahoch sa záujem vedeckej komunity o túto oblasť v 21. storočí čiastočne oslabil; najmä keď sa porovná s pozornosťou, ktorá sa tejto téme venovala v raných rokoch transformačného procesu. Autorom nie je známa štúdiá, ktorá by analyzovala mieru samozamestnanosti spôsobom, ktorý je prezentovaný v tomto článku. Nakoľko hospodársky vývoj v ostatných rokoch priniesol so sebou nové príležitosti a riziká, ktoré výrazne ovplyvnili ekonomiky a trh práce, je potreba skúmania samozamestnania v regiónoch krajín V4 stále aktuálna aj v súčasnosti.

¹ Súkromné podnikanie v Československu bolo úplne zakázané, v Poľsku v súvislosti s nutnosťou ekonomickej rekonštrukcie bolo súkromné podnikanie v malom rozsahu dovoľené koncom 80. rokov 20. storočia a v Maďarsku bol inštitucionalizovaný systém malého slobodného podnikania po ekonomickej reforme v roku 1968 známej ako új gazdasági mechanizmus (teda nový ekonomický mechanizmus).

Pri jej skúmaní je potrebné zohľadniť štrukturálne zmeny ekonomík s dôrazom na charakteristiky trhu práce.

Výsledky analýzy naznačujú, že miera samozamestnanosti v krajinách V4 je ovplyvňovaná rodovou štruktúrou pracovnej sily, štruktúrou pracovnej sily z hľadiska dĺžky pracovného času a mierou nezamestnanosti v príslušnom regióne. Na druhej strane, rozdiel hospodárskej úrovne jednotlivých regiónov vyjadrený prostredníctvom hrubého domáceho produktu (HDP) per capita, ktorý môže slúžiť ako ukazovateľ celkovej hospodárskej klímy v príslušnej oblasti vrátane veľkosti potenciálneho dopytu, sa nepreukázal ako významný determinant miery samozamestnanosti.

Okrem úvodnej časti je štruktúra článku nasledovná: Ďalšia, druhá časť, prináša základný prehľad literatúry a výsledkov zisťovania vplyvu vybraných charakteristík trhu práce na samozamestnanosť. Tretia časť približuje dáta a vysvetľuje metodiku. Získané výsledky a diskusia sú uvedené vo štvrtjej časti článku. Záverečná časť článku sumarizuje zistenia.

2 Vybrané faktory ovplyvňujúce mieru samozamestnanosti

V závislosti od toho, či jednotlivec primárne uvažuje o samozamestnaní, alebo nie, môžu vonkajšie faktory pôsobiť na neho a na jeho konečné (ne)rozhodnutie stať sa samozamestnaným v zásade dvoma spôsobmi. Na jednej strane môžu jednotlivca viac pozitívne nastaveného voči samozamestnaniu vonkajšie okolnosti podporiť v jeho rozhodnutí. Na druhej strane môže byť jednotlivec, ktorý pôvodne neuvažoval so samozamestnaním alebo mu nebol veľmi priaznivo naklonený, donútený vývojom okolností stať sa ním. Pre prvú skupinu faktorov sa v anglickej odbornej literatúre zaužíval pojem *pull* faktory, pre druhú skupinu faktorov sa zaužíval pojem *push* faktory (Porrás-Arena a Martín-Román, 2019; Dawson et al., 2009).² *Pull* faktory odzrkadľujú faktory, ktoré povzbudzujú jednotlivcov, aby sa stali samozamestnanými a ťahajú potenciálnych podnikateľov (resp. ešte nepodnikateľov) k rozhodnutiu vstúpiť do podnikania. Pre tento typ podnikateľov sa zaužíval aj pojem *podnikatelia na základe príležitostí* (z angl. opportunity entrepreneurs). Podnikatelia začínajú podnikáť dobrovoľne, motivujú ich osobné či rodinné faktory alebo ich priťahujú k podnikaniu iné výhody ako bohatstvo, sloboda, nezávislosť, ambície alebo snaha uplatniť vlastnú kreativitu. *Podnikatelia z nevyhnutnosti* (z angl. necessity

² Žiada sa zároveň poznamenať, že pojmy *pull* a *push* faktory nie sú vôbec ideálne, ale autorom doteraz nie sú známe žiadne zaužívané ekvivalenty ustálené v slovenskej (alebo aspoň českej) literatúre. Zároveň neregistrujú žiaden pokus o zavedenie nejakého vhodného pojmoslovía. Vhodným ekvivalentom pre *pull* faktory *pozitívne stimulačné faktory* (alt. *pozitívne stimulanty*) a „push“ faktory by bolo možné nazvať ako *koercívne faktory*.

entrepreneurs) vstupujú do samostatne zárobkovej činnosti v dôsledku *push* efektov. Jednotlivci sa tak stávajú podnikateľmi v dôsledku negatívnych vonkajších makroekonomických vplyvov, akými sú prepúšťanie a následný nedostatok ponuky závislej práce, ktoré ich dotlačia do podnikania. Osobitnú skupinu samozamestnaných dotlačených okolnosťami do samozamestnania tvoria tzv. závislí podnikatelia (napr. Böheim a Mühlberger, 2009, Knapková, 2021).

Je zaujímavé, že keď sa robia individuálne výskumy zamerané na motívy jednotlivcov zaradiť sa do skupiny samozamestnaných *ex post*, jednotlivci, ktorí si už zvykli na samozamestnanie a prispôbili sa mu, už často neuvádzajú, že primárnym dôvodom bol tlak okolností (napr. Eurofound, 2017). Jednoznačná identifikácia individuálnych *push* faktorov pôsobiacich v minulosti je z tohto dôvodu veľmi náročná. Skupina samozamestnaných ako taká je veľmi rôznorodá. Z toho dôvodu rovnaké vonkajšie faktory môžu byť považované za *pull* faktory, ale aj za *push* faktory, ako bude uvedené v ďalšej časti.

Pretože skupina samozamestnaných je sformovaná z ekonomicky aktívneho obyvateľstva, skúmanie vplyvu externého prostredia na vývoj samozamestnanosti je potrebné ukotviť v skúmaní a charakteristikách trhu práce, ktorý je primárnym zdrojom faktorov ovplyvňujúcich jeho vývoj.

Jedným z najčastejšie sa vyskytujúcich externých faktorov samozamestnanosti, ktorý sa používa pri charakterizovaní trhu práce vo vybranom regióne je miera nezamestnanosti (napr. Halicioglu a Yolac, 2015). Niektoré práce popisujú vplyv meniacej sa miery nezamestnanosti ako *pull* efekt prosperity (z angl. prosperity-pull effect) alebo ako *push* efekt recesie, alt. *push* efekt nezamestnanosti (z angl. recession-push effect, resp. unemployment-push effect). Obidva efekty vychádzajú z predpokladu anticyklického vývoja nezamestnanosti, keď v čase prosperity, expanzie ekonomiky nezamestnanosť klesá a, naopak, v čase hospodárskej recesie sa zvyšuje. *Pull* efekt prosperity je založený na myšlienke, že v období hospodárskeho rozmachu sa vytvárajú nové podnikateľské príležitosti, rastie spotreba a celkový dopyt, a tak priaznivé okolnosti povzbudia potenciálnych podnikateľov k vstupu do samozamestnania. Na druhej strane, v čase recesie dopyt a celková hospodárska aktivita klesá, čím sa znižujú možnosti odbytu a rastie riziko neúspechu v podnikaní. Zhoršujúca sa hospodárska situácia týmto spôsobom odrádza ľudí od samozamestnania. V prípade tohto efektu je vzťah medzi samozamestnanosťou a mierou nezamestnanosti negatívny: znižujúca sa nezamestnanosť sa spája s rastúcou samozamestnanosťou, a naopak.

Hypotéza *push* efektu recesie (nezamestnanosti) ponúka vysvetlenie opačnej závislosti medzi mierou nezamestnanosti a samozamestnanosti. Je založená na myšlienke, že tlak rastúcej nezamestnanosti zvyšuje pravdepodobnosť, že nezamestnaní, resp. tí, ktorí sú ohrození stratou zamestnania sa stanú samostatne zárobkovo činnými osobami, aby sa jej vyhli (Fossen, 2020). Tento efekt označujú Thurik et al. (2008) ako snahu o nájdenie „útočiska“ (z angl. *refugee*) v časoch vysokej nezamestnanosti (napr. Halicioglu a Yolac, 2015). V tomto prípade je vzťah medzi mierou nezamestnanosti a mierou samozamestnanosti pozitívny: rastúca miera nezamestnanosti sa spája s rastúcou mierou samozamestnanosti, a naopak.

Empirické výsledky nepotvrdili jednoznačnú prevahu len jedného z vyššie uvedených vysvetlení, čo je výsledkom rôznych individuálnych motívov jednotlivcov. Možno sa ale domnievať, že ak je celková kultúra národa spojená s drobným podnikaním, hospodárska prosperita bude v tejto krajine stimulovať ľudí, aby sa stali samozamestnanými, v podstatnejšej miere než v krajine, v ktorej drobné podnikanie nemá takú silnú tradíciu. Inými slovami, národná mentalita si môže sama o sebe vynucovať odlišný postoj k podnikaniu, ktorý sa následne prejaví v heterogenite mier samozamestnanosti pri porovnávaní medzi štátmi.

Za osobitne problematickú kategóriu nezamestnaných sa považujú dlhodobo nezamestnaní. Dôvodom je, že u nich je veľmi pravdepodobné, že stratili časť svojich pracovných návykov. V prípade, že nemajú iný zdroj príjmu a sú závislí na podpore v nezamestnanosti, majú často vážne finančné problémy a nezriedka býva ohrozená schopnosť vykonávať sociálne funkcie normálnym spôsobom. Takíto nezamestnaní pravdepodobne nie sú schopní normálne vstúpiť do samozamestnania. Na situáciu sa dá pozrieť aj z druhej strany, pretože pre nezamestnaných jednotlivcov môže byť vstup do samozamestnania krajným riešením, ako si zabezpečiť základné prostriedky na živobytie. V tomto kontexte môže byť miera dlhodobej nezamestnanosti považovaná za *push* faktor. Vzťah medzi samozamestnanosťou a dlhodobou nezamestnanosťou bol už v zahraničí vyhodnocovaný v množstve štúdií, avšak s nejednoznačnými výsledkami (napr. Glocker a Steiner, 2007).

Zamestnanie na čiastočný úväzok sa tiež zaraďuje medzi faktory, ktoré sa spájajú s rozhodnutím jednotlivca stať sa samozamestnaným. V prípade, že jednotlivec je pozitívne (vnútorne) motivovaný začať podnikáť, ale vzhľadom na to, že samo podnikanie je často spojené s vysokým rizikom neúspechu, zamestnanie na čiastočný úväzok môže slúžiť na zabezpečenie si určitých finančných prostriedkov, čím sa znižuje riziko, že človek zostane bez prostriedkov.

Z výskumov tiež vyplýva, že faktory ovplyvňujúce rozhodnutie stať sa samozamestnaným sa líšia v závislosti od pohlavia (Dawson a Henley, 2012). Pri

mužoch sa ako veľmi častý dôvod pre toto rozhodnutie uvádzala snaha o získanie vyššieho príjmu, ženy sa často stávajú samozamestnané kvôli rodine a kvôli flexibilnejšiemu pracovnému času (napr. Simoes et al., 2016). Rodová štruktúra pracovnej sily v príslušnom regióne preto môže byť determinantom miery samozamestnanosti.

Dá sa tiež očakávať, že ľudia s rôznou úrovňou vzdelania môžu byť ovplyvňovaní odlišnými faktormi. Ak totiž podnikateľská aktivita reflektovaná v samozamestnaní prispieva k hospodárskemu rozvoju krajiny, je vysoká pravdepodobnosť, že práve ľudia s vyšším vzdelaním v tom hrajú významnú úlohu. Pre takýchto ľudí bude jednoduchšie vytvoriť a zároveň aj realizovať podnikateľský plán, pretože majú viac vedomostí a sú rozhladenejší. Zároveň, východisková sociálna situácia ľudí minimálne so sekundárnym vzdelaním je častokrát lepšia ako tých, ktorí majú ukončenú len povinnú školskú dochádzku a vytvára predpoklad k tomu, že sú schopnejší vytvoriť vlastné podnikanie. Na druhej strane ľudia s nižším vzdelaním, ktorí nemajú dobré pracovné príležitosti môžu byť často dotlačení do podnikania, ktoré je vo svojej podstate závislým podnikaním.

Štruktúra pracovnej sily je ovplyvnená aj legislatívnou úpravou podmienok plateného zamestnania a jeho ochranou pred prepustením. V prípade silného postavenia zamestnancov a ich lepšej právnej ochrany sa dá očakávať, že platené zamestnanie môže byť výhodnejšie pred samozamestnaním. Skutočnosť, že vyššia ochrana zamestnaneckého pomeru môže pôsobiť ako represor samozamestnanosti potvrdil napr. Robson (2003). Pôsobenie legislatívnej ochrany zamestnancov môže ale pôsobiť aj inými mechanizmami, ako bolo práve načrtnuté. Jednotlivci, ktorí zvažujú samostatnú zárobkovú činnosť spojenú s víziou poskytnutia ďalších pracovných miest, môžu vnímať odradzujúco prísne predpisy na ochranu zamestnancov, keďže ich paušálny účinok amplifikuje neúspech podnikateľskej činnosti. Jednotlivci averzní voči tomuto riziku môžu byť pochopiteľne odradení od vstupu do samozamestnania a preferovať flexibilizáciu pracovných kontraktov. Ukazuje sa, že vo všeobecnosti je náročné presne určiť vzťah medzi ochranou zamestnancov a mierou samozamestnávania, nakoľko zrejme závisí od ďalších faktorov, ktoré vstupujú medzi tieto dve premenné (Robson, 2003).

Popri vyššie rozoberaných charakteristikách trhu práce a demografických aspektoch pracovnej sily môže samozamestnanie súvisieť s celkovou hospodárskou úrovňou regiónu a jeho rozvojom, na vyjadrenie ktorého sa používajú rôzne ukazovatele. Opäť môže úroveň rozvoja ekonomiky, resp. časti ekonomiky človeka buď povzbudzovať, alebo nútiť (tlačiť) do samozamestnania. Konvenčný výklad nahliada na túto súvislosť skrze *pull* interpretácie, podľa sa samostatná

zárobková činnosť zvyšuje počas obdobia rozmachu ekonomiky vďaka vysokému dopytu po tovaroch a službách a vyššej dostupnosti kapitálu (Brünjes a Diez, 2013; Thurik et al., 2008), resp. je vyššia vo vyspelejších regiónoch v porovnaní s menej vyspelými regiónmi. Vyspelosť regiónu sa často vyjadruje prostredníctvom hrubého domáceho produktu (HDP) per capita. Priaznivé hospodárske podmienky vyjadrené vyššou hodnotou tohto ukazovateľa môžu stimulovať jednotlivcov k samozamestnaniu a účinkovať ako *pull* faktor. Inak povedané, vyšší hrubý domáci produkt per capita indukuje väčší trh a väčší dopyt spojený s bohatšími podnikateľskými príležitosťami. Je teda možné čakať, že podnikanie bude výraznejšie v lokalitách s veľkými pulzujúcimi ekonomikami (Walzer, 2009). Vzťah medzi hrubý domáci produkt per capita a samozamestnanosťou je podľa tohto vysvetlenia pozitívny, keďže vyšší hrubý domáci produkt per capita stimuluje samozamestnanosť. Hrubý domáci produkt per capita ale môže zároveň vyjadrovať aj situáciu ekonomiky, v ktorej sú ľudia viac (negatívne) nútení, ako (pozitívne) navádzaní do podnikania. V obdobiach poklesu ekonomiky, resp. v zaostalejších regiónoch, v ktorých je pracovných príležitostí relatívne málo, môže byť samozamestnanie spôsobom riešenia vlastnej situácie v snahe zabezpečenia si adekvátneho príjmu. V tomto prípade je vzťah medzi hrubý domáci produkt per capita a samozamestnanosťou opačný a nižší hrubý domáci produkt per capita sa spája s vyššou mierou samozamestnanosti.

Na základe uvedeného prehľadu literatúry boli do analýzy samozamestnanosti na regionálnej úrovni krajín V4 vybrané veličiny reprezentujúce demografickú štruktúru obyvateľstva, vybrané charakteristiky trhu práce a hospodársku úroveň jednotlivých regiónov. Konkrétne zvolenú operacionalizáciu vysvetľuje nasledujúca časť článku.

3 Dáta a metodika

Ako bolo uvedené na začiatku článku, predmetom analýzy bolo 16 rokov za roky 2004 až 2019 s dátami dostupnými pre NUTS 2 regióny štyroch V4 krajín, tzn. Českej republiky, Maďarska, Poľska a Slovenska. Analýze úhrne poslúžilo 490 pozorovaní za 37 NUTS 2 regiónov, ktorých zastúpenie približuje ďalší text.

V analýze za celé 16-ročné obdobie bolo plne zastúpených 8 českých NUTS 2 regiónov a 4 slovenské regióny po 16 pozorovaniach. V dôsledku zmien v NUTS klasifikácii počas sledovaného obdobia alebo kvôli absencii dát niektoré regióny Maďarska a Poľska boli zastúpené kratšími pozorovaniami. Spomedzi maďarských NUTS 2 regiónov celkovo 5 bolo zastúpených dátami za celých 16 rokov a zvyšné 3 regióny mali k dispozícii medzi 7 až 15 pozorovaniami. V prípade Poľska absencia bola výraznejšia. Iba za 5 poľských regiónov boli k dispozícii dáta za celé obdobie 16 rokov, pre zvyšných 12 regiónov boli k dispozícii dáta za 4 až

15 rokov. Po kompletizácii analýze slúžil nevyrovnaný panel o 490 ročných pozorovaniach o NUTS 2 regiónoch, v ktorom Česká republika bola zastúpená 128 pozorovaniami, Maďarsko 109 pozorovaniami, Poľsko 189 pozorovaniami a Slovensko 64 pozorovaniami. Samotný prehľad osvojenej regionálnej klasifikácie a regiónov zaradených do analýzy približuje tabuľka 1.

Tab. 1: Regionálne rozdelenie krajín V4 podľa klasifikácie NUTS2 z roku 2021 rešpektované v analýze (Zdroj: vlastné spracovanie)

Štát a jeho označenie	NUTS2 regióny a ich označenia	
CZ Česko	CZ01	Praha
	CZ02	Střední Čechy
	CZ03	Jihozápad
	CZ04	Severozápad
	CZ05	Severovýchod
	CZ06	Jihovýchod
	CZ07	Střední Morava
	CZ08	Moravskoslezsko
HU Maďarsko	HU11	Budapest
	HU12	Pest
	HU21	Közép-Dunántúl
	HU22	Nyugat-Dunántúl
	HU23	Dél-Dunántúl
	HU31	Észak-Magyarország
	HU32	Észak-Alföld
	HU33	Dél-Alföld
PL Poľsko	PL21	Malopolskie
	PL22	Slaskie
	PL41	Wielkopolskie
	PL42	Zachodniopomorskie
	PL43	Lubuskie
	PL51	Dolnoslaskie
	PL52	Opolskie
	PL61	Kujawsko-Pomorskie
	PL62	Warminsko-Mazurskie
	PL63	Pomorskie
	PL71	Lódzkie
	PL72	Swietokrzyskie
	PL81	Lubelskie
	PL82	Podkarpackie
	PL84	Podlaskie
	PL91	Warszawski stołeczny
PL92	Mazowiecki regionalny	

Tabuľka pokračuje na ďalšej strane.

Pokračovanie tabuľky 1

Štát a jeho označenie	NUTS2 regióny a ich označenia	
SK Slovensko	SK01	Bratislavský kraj
	SK02	Západné Slovensko
	SK03	Stredné Slovensko
	SK04	Východné Slovensko

Dáta pre analýzu boli stiahnuté koncom marca 2023 zo stránky Eurostatu (<https://ec.europa.eu/eurostat/web/main/data/database>) s výnimkou indexu opisujúceho striktnosť pracovnej legislatívy, ktorý bol získaný z online platformy OECD.Stat (<https://stats.oecd.org>). Napriek snahe zahrnúť časové rady s čo najdlhším a zároveň najaktuálnejším rozpätím, dostupnosť dát ohraničila časové rozpätie analýzy na 16 rokov od 2004 do 2019.

Vysvetľovanou premennou bola miera samozamestnanosti (**selfer** v % relatívne k zamestnanej pracovnej sile). Siedmimi prediktormi boli

- reálny hrubý domáci produkt per capita (**rgdp_pc** v tis. € vzhľadom k roku 2005),
- miera nezamestnanosti (**ur** vyjadrená v %),
- miera dlhodobej nezamestnanosti (**lt_ur** vyjadrená v %),
- miera zamestnanosti na čiastočný úväzok (**parter** v % relatívne k zamestnanej pracovnej sile),
- podiel mužov v pracovnej sile (**lfshareM** v %),
- podiel populácie so sekundárnym alebo terciárnym vzdelaním (**school23** v %),
- index ochrany zamestnancov (**eprot** v % relatívne k zamestnanej pracovnej sile).

Väčšina z uvedených prediktorov je vo vzťahu k **selfer** jednoznačne exogénna okrem **rgdp_pc** a **ur**. Bidirekčný vzťah medzi samozamestnanosťou a ekonomickou úrovňou na jednej strane a samozamestnanosťou a nezamestnanosťou na druhej strane vyplýva napríklad zo správania samozamestnanosti počas ekonomického cyklu a existencie pozitívnych stimulačných (*pull*) a koercívnych (*push*) faktorov. Na ošetrovanie endogenity okrem **rgdp_pc** a **ur** boli použité štyri inštrumentálne premenné:

- podiel zamestnanosti v priemysle (**inder** v % relatívne k zamestnanej pracovnej sile),
- podiel zamestnanosti v stavebníctve (**conser** v % relatívne k zamestnanej pracovnej sile),
- podiel zamestnanosti vo verejnom sektore (**publer** v % relatívne k zamestnanej pracovnej sile),
- hustota populácie (**popdens** v počte osôb na kilometer štvorcový).

Premenné **selfer**, **ur**, **lt_ur**, **parter**, **lfshareM**, **inder**, **conser** a **publer** sú uvažované v kontexte vekovej kohorty 15 až 64 rokov, zatiaľ čo premenné **rgdp_pc**, **school23** a **popdens** sú, prirodzene, uvažované vzhľadom k celkovej populácii bez ohľadu na vek. Zvolené štyri inštrumentálne premenné boli vybrané kvôli tomu, že úroveň regionálnej ekonomickej prosperity (stelesnenej v premennej **rgdp_pc**), ako aj úroveň regionálnej nezamestnanosti (meranej priamo premennou **ur**) závisia na sektorovej štruktúre regionálnej ekonomiky aj na stupni urbanizácie regiónu. Sektorové zloženie ekonomiky je korelované so sektorovým zložením zamestnanosti (**inder**, **conser**, **publer**) a urbanizácia v regióne môže byť nepriamo meraná jej hustotou (**popdens**). Na tieto premenné sa ďalej nahliada ako na exogénne faktory, ktoré ďalej absentujú v kauzálnych vzťahoch invokujúcich endogenitu.

Pri modelovaní väzby samozamestnanosti **selfer** k vytipovaným siedmim prediktorom **rgdp_pc**, **ur**, **lt_ur**, **parter**, **lfshareM**, **school23** a **eprot** bola použitá štandardná panelová regresia v troch variáciách podľa typu regionálne-špecifických efektov, a síce spoločný efekt, fixné efekty a náhodné efekty. Okrem toho, že miera samozamestnanosti v jednotlivých regiónoch je paušálne ovplyvňovaná viacerými faktormi, jednotlivé regióny samotné majú určité propenzity k samozamestnanosti, čo je modelované efektmi. Ak označíme typický región symbolom r , kde $r \in \{1, \dots, 37\}$, a ľubovoľný rok pozorovania symbolom t , pričom $t \in T_r$ a T_r je indexná množina obsahujúca najviac 16 rokov, potom všetky tri modely možno uviesť súhrnne rovnicou

$$\text{selfer}_{r,t} = \alpha_r + \beta' \mathbf{x}_{r,t} + \varepsilon_{r,t}, \quad (1)$$

kde symbol $\mathbf{x}_{r,t}$ označuje sedem prediktorov pre región r a v čase t , $\varepsilon_{r,t}$ je korešpondujúca náhodná zložka a α_r a β sú neznáme regresné parametre. Predpokladá sa, že $\varepsilon_{r,t} \sim_{\text{unc}} (0, \sigma^2)$. Podľa toho, aké vlastnosti má regionálne-špecifický regresný parameter, sa rozlišujú tri typy efektov:

- Spoločný efekt určuje uniformitu medzi regiónmami a neexistenciu rozdielov, tzn. $\alpha_r = \alpha$ pre $\forall r$ a α je konštantou. V takomto prípade α plní funkciu jednotného lokačného člena, teda interceptu. Tento model implikuje spojenie dát z rôznych regiónov do jedného bloku dát, na ktorý je uplatnená tá istá rovnica (po anglicky ide o tzv. pooling).
- Fixné efekty dovoľujú konštantnú heterogenitu medzi regiónmami a platí, že jednotlivé α_r pre $\forall r$ sú potenciálne rôzne, ale konštantné hodnoty. V dôsledku toho má každý región vlastný lokačný člen, resp. intercept.
- Náhodné efekty zavádzajú náhodnú heterogenitu medzi regiónmami a predpokladá sa, že $\alpha_r \sim (\alpha, \delta)$, kde $\delta > 0$, pričom jednotlivé α_r sú nekorelované s $\varepsilon_{r,t}$ pre $\forall r$ a $\forall t$. Samozrejme, α a δ sú konštanty. V tomto prípade má každý

región vlastný lokačný člen, resp. intercept, ktorý nie je "predurčený", ale je pre región náhodne stanovený.

Náhodné efekty pre degenerovaný prípad $\delta = 0$ implikujú spoločný efekt, ale aj fixné efekty sa v prípade neexistencie rozdielov v hodnotách α_r pre $\forall r$ redukujú na spoločný efekt. Štatistický (nie však vecný) rozdiel medzi fixnými a náhodnými efektmi tkvie v tom, že fixné efekty sú korelované s náhodnou zložkou, zatiaľ čo náhodné efekty sú vďaka predpokladu s náhodnou zložkou nekorelované. Náhodné efekty sa uvažujú v implementácii podľa Amemiya (1971). Pri aplikácii panelových techník sa zvykne aplikovať Hausmanov test, ktorý má charakter typického waldovského pivotu testujúceho rozdiely medzi regresnými parametrami dvoch modelov. Porovnávajú sa obvykle spoločný efekt s fixnými efektmi (nulová hypotéza je, fixné efekty možno zredukovať na spoločný efekt) a fixné efekty s náhodnými efektmi (nulová hypotéza je, že oba modely sú konzistentné, pričom náhodné efekty majú vyššiu efektivitu než fixné efekty). Bližšie detaily o použitej panelovej technike a Hausmanovom teste môže čitateľ nájsť v monografii od Hsiao (2014, kapitola 3). V príspevku boli striktné aplikované tradičné odhadovacie postupy, ktoré sú špecifikované v poznámke k tabuľke 2 uvádzajúcej výsledky.

4 Výsledky a diskusia

Tabuľka 2 uvádza základnú deskriptívnu štatistiku všetkých premenných použitých v analýze. Napriek tomu, že tabuľka nie je vyhotovená štruktúrovane pre jednotlivé krajiny, preukazuje existenciu niekedy pomerne výraznej heterogenity medzi regiónmi ako takými. Napr. miera samozamestnanosti v NUTS 2 regiónoch krajín V4 variuje na rozpätí od 5.79 % do 24.62% a regionálny hrubý domáci produkt per capita sa líši najviac až 7.45-násobne (čo plynie z výpočtu 40.845 / 5.484). Vo vzorke sa nachádzajú aj regióny s obzvlášť vysokou mierou dlhodobej zamestnanosti (maximálna hodnota 83.20%) alebo vysokým sídelným zahustením (maximálna hustota populácie 3,448.10 obyvateľov na km² v porovnaní s minimom 57.80 obyvateľov na km²). Ešte možno poznamenať, že v každom regióne je v pracovnej sile zastúpených viac mužov než žien.

Tabuľka 3 uvádza odhadnuté panelové regresie vysvetľujúce mieru samozamestnanosti v krajinách V4 na regionálnej úrovni. Napriek tomu, že aj vzhľadom na vecné dôvody, aj na základe Hausmanovho testu sa ako vhodnejší model javí byť model s fixnými efektmi, je malý rozdiel medzi fixnými a náhodnými efektmi v zmysle toho, ako charakterizujú heterogenitu a špecifické danosti miery samozamestnanosti v jednotlivých regiónoch. Korelácia medzi odhadnutými fixnými efektmi a predikovanými náhodnými efektmi je totiž 0.910, takže aj

fixné aj náhodné efekty môžu byť použité bez nejakých výrazných rozdielov na opis priestorových špecifik jednotlivých regiónov, čo sa týka samozamestnanosti.

Tab. 2 Deskriptívna štatistika všetkých premenných vrátane inštrumentov (Zdroj: vlastné spracovanie)

	N	Priemer	σ	Medián	Minimum	Maximum
selfer	490	13.829	3.681	13.647	5.789	24.617
rgdp_pc	490	11.899	6.626	10.152	5.484	40.845
ur	490	8.409	4.676	7.750	1.300	26.800
lt_ur	490	43.219	12.614	42.200	12.600	83.200
parter	490	5.210	1.677	5.173	0.934	11.650
lfshareM	490	55.190	1.222	55.375	50.319	58.189
school23	490	81.770	5.789	82.800	64.800	92.800
eprot	490	2.636	0.312	2.482	2.170	3.206
inder	490	27.228	6.764	27.563	9.329	39.798
conser	490	8.177	1.561	8.158	3.790	13.533
publer	490	22.226	3.390	21.490	15.594	32.587
popdens	490	257.366	579.707	117.000	57.800	3448.100

Legenda: Symbol N označuje počet pozorovaní, σ reprezentuje smerodajnú odchýlku.

Z výsledkov prezentovaných v tabuľke 3 je zrejmé, že miera samozamestnanosti v regiónoch krajín V4 je ovplyvnená rodovou štruktúrou pracovnej sily, štruktúrou pracovnej sily z hľadiska dĺžky pracovného času a mierou nezamestnanosti v príslušnom regióne.

Miera samozamestnanosti **selfer** je negatívne korelovaná s mierou nezamestnanosti **ur**. S vyššou mierou nezamestnanosti v regióne je samozamestnaných pomenej. Tento výsledok nie je ojedinelý a objavuje sa aj inde v literatúre (napr. Evans a Leighton 1989, Blanchflower 2000) a vyplýva z toho, že z hľadiska individuálnej voľby sú si nezamestnanosť a samozamestnanosť konkurenčné kategórie v rámci pracovnej sily (napr. Faria et al. 2010, s. 1283). Na základe vysvetlenia literatúry skúmajúcej vzťah medzi samozamestnanosťou a nezamestnanosťou a výsledkov prezentovaných v tabuľke 3 sa dá usudzovať, že v krajinách V4 sú ľudia komparatívne viac povzbudzovaní ako tlačení do samozamestnania. Nižšia miera nezamestnanosti sa preto spája s vyššou mierou samozamestnanosti, a naopak. K uvedenému vysvetleniu môže viesť aj to, že miera dlhodobej nezamestnanosti **lt_ur** (ktorá by mohla byť považovaná za *push* faktor) nevyšla ako významný determinant miery samozamestnanosti. Samozrejme, že v individuálnych prípadoch môžu byť dôvodom samozamestnanosti iné *push* faktory než dlhodobá nezamestnanosť. V tomto kontexte neprekvapuje, že ďalším významným determinantom je miera zamestnanosti na čiastočný úväzok **parter**. Čím je vyšší podiel pracujúcich na čiastočný úväzok, tým je v príslušnom regióne viac samozamestnaných. Ak sú ľudia povzbudzovaní do samozamestnania, z dôvodu opatrnosti a znižovania rizika, že zostanú bez

prostriedkov, môžu voliť zamestnanie na čiastočný úväzok ako zábezpeku stabilného príjmu popri podnikaní, ktoré sa spája s väčším rizikom. Skutočne, z Gallupovho prieskumu realizovaného Európskou komisiou vyplýva, že ľudia v krajinách V4 sa najviac boja pri vstupe do samozamestnania neistoty z nízkeho príjmu a bankrotu (European Commission, 2010, s. 72). Zamestnanie na čiastočný úväzok im môže pomôcť toto riziko znížiť.

Tab. 3 Odhadnuté panelové regresie vysvetľujúce mieru samozamestnanosti v krajinách V4 na regionálnej úrovni (Zdroj: vlastné spracovanie)

	Spoločný efekt ^{†)}		Fixné efekty ^{†), ‡)}		Náhodné efekty ^{†), *)}	
	Odhad	σ_{odhad}	Odhad	σ_{odhad}	Odhad	σ_{odhad}
intercept	-114.027**	48.861			-17.743*	10.346
rgdp_pc	0.795*	0.333	-0.190	0.123	0.057	0.090
ur	1.264*	0.699	-0.138***	0.038	-0.073*	0.039
lt_ur	-0.268*	0.148	-0.015	0.010	-0.011	0.010
parter	-5.130	3.347	0.774**	0.245	0.642*	0.271
lfshareM	2.316*	1.026	0.393**	0.138	0.380**	0.145
school23	0.834*	0.451	-0.021	0.065	0.009	0.055
eprot	-18.944*	10.607	1.869	1.146	2.863*	1.163
# pozorovaní	490		490		490	
# parametrov	8		44		8	
R ² (cor)	0.001		0.738		0.915	
R ² adj (cor)	-0.013		0.713		0.914	
R ² (ess)	4.661		0.937		0.910	
R ² adj (ess)	4.714		0.931		0.909	
σ_{idios}	8.940		1.168		1.168	
$\sigma_{\text{indiv}}^{\text{id}}$					3.498	

Poznámka: Odhadnuté modely vymedzujú **rgdp_pc** a **ur** ako endogénne premenné a odhadovanie sa opiera o **inder**, **conser**, **publer** a **popdens** ako o dodatočné inštrumenty. Pri odhadovaní modelu so spoločným efektom bola použitá tradičná metóda inštrumentálnych premenných (IV), pri modeli s fixnými efektmi inštrumentované vážené najmenšie dvojstupňové štvorce (IV-W2SLS) a pri modeli s náhodnými efektmi inštrumentované zovšeobecnené dvojstupňové štvorce (IV-G2SLS). ^{†)} Hausmanov test konfrontujúci spoločný efekt s fixnými efektmi sa realizoval v hodnote χ^2 -štatistiky 65.746 pri 7 stupňoch voľnosti a p-hodnote 0.000. Tento signifikantný výsledok vedie k „štatistickej“ preferencii fixných efektov pred agregátnou OLS regresiou. ^{‡)} Pri analogickom konfrontovaní fixných a náhodných efektov, Hausmanova χ^2 -štatistika so 7 stupňami voľnosti sa realizovala v hodnote 7.670 pri p-hodnote 0.360, čo poukazuje na „štatistickú“ preferenciu fixných efektov pred náhodnými efektmi. ^{*)} Náhodné efekty sú uvažované v klasickej implementácii podľa Amemiya (1971).

Legenda: Skratky a symboly majú nasledovný význam: σ_{odhad} reprezentuje štandardnú chybu odhadu, σ_{idios} a $\sigma_{\text{indiv}}^{\text{id}}$ označujú idiosynkratickú a individuálnu smerodajnú odchýlku, R² (cor), resp. R² adj (cor) sú bežný a adjustovaný koeficient determinácie odvodené od korelácie medzi pôvodnými a predikovanými hodnotami, zatiaľ čo R² (ess), resp. R² adj (ess) sú bežný a adjustovaný koeficient determinácie odvodené od podielu vysvetlenej variability. Označenia signifikancie pri odhadnutých regresných koeficientoch sú v súlade s konvenciou: *** pre p-hodnoty ≤ 0.001 , ** pre p-hodnoty ≤ 0.01 , * pre p-hodnoty ≤ 0.05 a • pre p-hodnoty ≤ 0.10 .

Z demografických charakteristík sa javí ako významný podiel mužov v pracovnej sile **lfshareM** a ukazuje sa, že čím je väčší podiel mužov na pracovnej

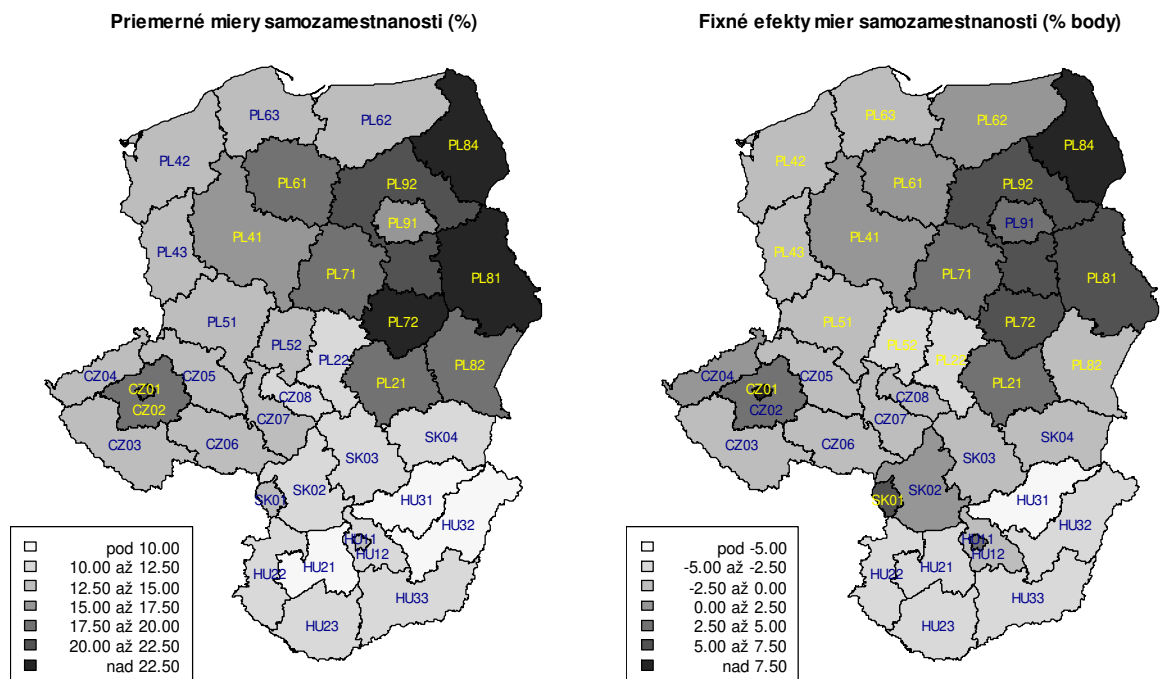
sile, tým je miera samozamestnanosti vyššia. Tento vzťah vyplýva zo všeobecne známej väčšej tendencie mužov stať sa samozamestnanými ako u žien (napr. Blanchflower, 2000, Simoes et al., 2016, s. 785). Zároveň vplyv rodovej štruktúry pracovnej sily na samozamestnanosť nepriamo dokazuje prirodzenú a nevyhnutnú rodovú segregáciu v činnosti, ktorá je typická nielen pre platené zamestnanie, ale aj pre samozamestnanosť (napr. Simoes et al. 2016, s. 785). V krajinách V4 ženy jednoznačne prevažujú v sektoroch ako školstvo, zdravotníctvo, štátna sféra a stavebné či technické profesie sú doménou mužov.

Celkom prekvapivým výsledkom je to, že rozdiel hospodárskej úrovne jednotlivých regiónov vyjadrený prostredníctvom hrubého domáceho produktu per capita **rgdp_pc**, ktorý môže slúžiť ako ukazovateľ celkovej hospodárskej klímy v príslušnej oblasti vrátane veľkosti potenciálneho dopytu sa nepreukázal ako významný determinant miery samozamestnanosti. Podobne ani podiel populácie so sekundárnym alebo terciárnym vzdelaním ani index ochrany zamestnancov sa nepreukázali ako významné faktory ovplyvňujúce mieru samozamestnanosti v regiónoch krajín V4.

Obrázok 1 konfrontuje dve choroplethové mapy vykresľujúce samozamestnanosť v jednotlivých NUTS 2 regiónoch krajín V4. Mapa na ľavej strane zobrazuje priemerné hodnoty miery samozamestnanosti na regionálnej úrovni najdlhšie za 16-ročné obdobie od roku 2004 do roku 2019. Mapa na pravej strane zobrazuje odhadnuté fixné efekty. Kým hodnoty nanosené na mape na ľavej strane sú "hrubé" priemerné hodnoty charakterizujúce úroveň samozamestnanosti po vplyve všetkých uvažovaných faktorov zastúpených medzi prediktormi, hodnoty na mape na pravej strane sú odhadnuté priemerné hodnoty samozamestnanosti, ktoré by boli vykázané pri nulovom vplyve jednotlivých faktorov a vyjadrujú propenzitu jednotlivých regiónov k samopodnikaniu. Možno ich tiež vnímať ako osobitné, špecifické charakteristiky regiónov ovplyvňujúce ich mieru samozamestnanosti. Samotné hodnoty majú pritom iba komparatívny význam, treba ich vyhodnocovať iba vo vzájomnej súvislosti.

Z fixných efektov mier samozamestnanosti prezentovaných na obrázku 1 je možné usúdiť, že v Poľsku sú celkovo ekonomicky aktívni ľudia viac podnikavejší, tzn. viac sú zaangažovaní do samozamestnania ako v ostatných krajinách V4, hoci medzi jednotlivými regiónmi Poľska existujú značné diferencie. Tieto zistenia sú v súlade s výsledkami Gallupovho prieskumu Európskej komisie v roku 2010, v ktorom si v odpovedi na otázku: "Predpokladajme, že by ste si mohli vybrať medzi rôznymi druhmi pracovných miest, ktoré by ste uprednostnili?" približne každý druhý respondent z Poľska vybral samozamestnanie, pričom z Českej republiky to bol každý tretí respondent a na Slovensku by si samozamestnanie vybral len každý štvrtý respondent (European Commission, 2010, s. 110).

Najväčšia "aktivita" v oblasti samozamestnanosti sa zhlukuje v severovýchodných regiónoch tejto krajiny, čo zjavne súvisí s priestorovo nerovnomernou sektorovou štruktúrou poľskej ekonomiky. Ukazuje sa, že podstatná časť samozamestnaných v Poľsku v skutočnosti nepredstavuje kreatívno-deštruktívne prvky podnikateľskej aktivity rozvíjajúcich vlastné podnikanie, ale pracuje skôr v nejakej variácii závislého podnikania, zabezpečujúc pritom outsourcing špecifických služieb mimo zamestnaneckého kontraktu (napr. Bąk-Grabowska, 2014, s. 106). Uvedené výsledky poukazujú na užitočnosť skúmania samozamestnania z regionálneho hľadiska. Na druhej strane Maďarsko vykazuje zo všetkých krajín V4 najmenšiu propenzitu ohľadom samozamestnania. Výnimkou je len oblasť okolo hlavného mesta. Aj z krajín bývalého Česko-Slovenska osobitne vystupujú regióny okolo hlavných miest. Okrem hlavného mesta sú fixné efekty mier samozamestnanosti vyššie na západnom Slovensku v porovnaní so stredným a východným Slovenskom. Západná časť Slovenska je v porovnaní s ostatnými časťami krajiny vyspelejšia, viac vybavená infraštruktúrou, čo by mohlo prirodzene vytvárať priaznivejšie podmienky pre fungovanie drobných podnikateľov. V Českej republike okrem regiónu okolo Prahy osobitne vystupuje severozápadný región. Možno sa domnievať, že samozamestnanie v tejto oblasti bude ovplyvnené susedstvom s Nemeckom, s jeho bývalou východnou časťou, kde vzájomná hospodárska aktivita medzi týmito krajinami existovala dlhodobo.



Obr.1 Regionálna distribúcia samozamestnanosti v regiónoch krajín V4: napozorované hodnoty a fixné efekty (Zdroj: vlastné spracovanie)

5 Záver

Článok má charakter empirickej štúdie a za použitia tradičných ekonometrických metód vyvinutých pre panelové dáta skúma faktory samozamestnanosti v 37 NUTS 2 regiónoch Českej republiky, Maďarska, Poľska a Slovenska. Analýza sa pritom opiera o 490 nevybalansovaných panelových pozorovaní za obdobie rokov 2004 až 2009, ktoré na agregovanej úrovni sumarizujú jednak úroveň samozamestnanosti a jednak rozličné faktory väčšinou viazané na trh práce. Článok sa svojím zameraním odlišuje od tradičného zamerania empirického výskumu samozamestnanosti, ktorý sa väčšinou zacielfuje na vysvetľovanie individuálnych determinantov pre voľbu tejto kategórie zapojenia sa do pracovnej sily (napr. Simoes et al., 2016). Kým modelovanie voľby samozamestnania oproti platenému zamestnaniu alebo oproti nezamestnanosti má význam pri nastavovaní parametrov stimulačných programov na podporu (drobného) podnikania na individuálne mikro úrovni, modelovanie samozamestnanosti s agregovanými dátami je vhodné prioritne pre tvorbu a plánovanie aktívnych politík trhu práce na regionálnej úrovni. Je vhodné priznať, že spájanie samozamestnanosti s pozitívnymi stimulačnými (pull) a koercívnymi (push) faktormi je obvyklejšie pre modelovanie voľby samozamestnania, ale tento výklad je možný i s agregovanými dátami, kde navyše možno získať akúsi meta perspektívu.

Získané výsledky sú diferencované podľa toho, či sa použije spoločný efekt, fixné efekty alebo náhodné efekty. Výsledky sú ale vyhodnocované so zreteľom na fixné efekty, ktoré aj zodpovedajú vecne modelovanej situácii, aj ich konzistentnosť je indikovaná Hausmanovým špecifikačným testom. Spomedzi viacerých uvažovaných determinantov sa preukázal signifikantný vplyv nezamestnanosti, zamestnávania na čiastočný úväzok a rodovej skladby pracovnej sily. Medzi samozamestnanosťou a zamestnanosťou je kompenzačný vzťah, čo potvrdzuje, že (tu agregovaný) jednotlivec si o. i. vyberá medzi tým, či bude samozamestnaný, alebo zostane či sa stane nezamestnaný. Naopak, (tu agregovaný) jednotlivec s čiastočným zamestnaním alebo mužského pohlavia bude mať vyšší záujem o samozamestnanie. Je prekvapujúce, že vplyv úrovne hospodárskej prosperity, dlhodobej nezamestnanosti, úrovne vzdelania ani striktnosti pracovnej legislatívy sa neprejavil. Napriek tomu, že krajiny V4 sú si vo vybraných charakteristikách podobné (preto aj sformovali politickú iniciatívu v podobe Vyšehradskej skupiny), sklon k samozamestnanosti je jednou z črt, ktorá ich odlišuje. V Poľsku (obzvlášť vo východnej časti) obyvatelia viac inklinujú k samozamestnanosti ako v ostatných krajinách, a to aj po zohľadnení determinujúcich faktorov. Vo zvyšných troch krajinách sa ukazuje podstatne menšia miera samozamestnania, či už hrubá alebo očistená o vplyv faktorov

v podobe fixných efektov. Výnimkou sú české, maďarské a slovenské regióny okolo hlavného mesta (napr. CZ01, CZ02, HU11 a SK01).

Treba ešte zdôrazniť, že kým vo všeobecnosti faktorom samozamestnanosti venuje značná pozornosť – motivovaná tým, že podnikateľská samočinnosť je jedným z faktorov ekonomickej prosperity a samozamestnanosť slúži ako nepresný indikátor podnikateľskej aktivity –, pre krajiny V4 takýto výskum absentuje. Tento článok otvára tento výskumný front v nádeji zaplniť aspoň čiastočne túto jestvujúcu medzeru.

6 Literatúra

- Amemiya, T. (1971). The estimation of the variances in a variance–components model. *International Economic Review*, 12(1), 1–13.
- Bąk-Grabowska, D. (2014). Self-employment in Poland – the perspective of human resources management. *Economics & Sociology*, 7(1), 106–115.
- Blanchflower, D. G. (2000). Self-employment in OECD countries. *Labour Economics*, 7(5), 471–505.
- Benedict, M. E., Hakobyan, I. (2008). Regional self-employment: The effect of state push and pull factors. *Politics & Policy*, 36(2), 268–286.
- Böheim, R., Mühlberger, U. (2009) Dependent self-employment: workers between employment and self-employment in the UK. *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung*, 42, 182–195.
- Brünjes, J., Diez, J. R. (2013). Recession push and prosperity pull entrepreneurship in a rural developing context. *Entrepreneurship & Regional Development*, 25(3–4), 251–271.
- Dawson, C., Henley, A. 2012. “Push” versus “pull” entrepreneurship: An ambiguous distinction? *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*, 18(6), 697–719.
- Dawson, C., Henley, A., Latreille, P. L. (2014) Individual motives for choosing self-employment in the UK: Does region matter? *Regional Studies*, 48(5), 804–822.
- Dvouletý, O., Orel, M. (2020). Individual determinants of entrepreneurship in Visegrád countries: Reflection on GEM data from the Czech Republic, Hungary, Poland, and Slovakia. *Entrepreneurial Business and Economics Review*, 8(4), 123–137.
- Eurofound (2017). Exploring self-employment in the European Union. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 65 s.
- European Commission (2010). Entrepreneurship in the EU and beyond. A survey in the EU, EFTA countries, Croatia, Turkey, the US, Japan, South Korea and China. Flash Eurobarometer 283. Paris: Directorate-General for Communication, 201 s.
- Evans, D. S., Leighton, L. S. (1989). Some empirical aspects of entrepreneurship. *The American Economic Review*, 79(3), 519–535.
- Faria, J. R., Cuestas, J. C., Mourelle, E. (2010). Entrepreneurship and unemployment: A non-linear bidirectional causality? *Economic Modelling*, 27(5), 1282–1291.

- Fossen, F. M. (2020). Self-employment over the business cycle in the USA: A decomposition. *Small Business Economics*, 57(4), 1837–1855.
- Fritsch, M., Kritikos, A., Pijnenburg, K. (2014). Business cycles, unemployment and entrepreneurial entry - evidence from Germany. *International Entrepreneurship and Management Journal*, 11(2), 267–286.
- Glocker, D., Steiner, V. (2007). Self-employment: A way to end unemployment? Empirical evidence from German pseudo-panel data. IZA Discussion Paper No. 2561. Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit Institute for the Study of Labor.
- Halicioglu, F., Yolac, S. (2015). Testing the impact of unemployment on self-employment: Evidence from OECD countries. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 195, 10–17.
- Hsiao, C. (2014) *Analysis of panel data*. 3. vyd. Cambridge: Cambridge University Press, 2014.
- Knapková, M. (2021). Dependent self-employment – Italy as a good practice example. *Ekonomika a spoločnosť*, 22(2), 33-50.
- Krasniqi, B. A., Desai, S. (2016). Institutional drivers of high-growth firms: Country-level evidence from 26 transition economies. *Small Business Economics*, 47, 1075–1094.
- Porras-Arena, M. S., Martín-Román, Á. L. (2019). Self-employment and the Okun's law. *Economic Modelling*, 77, 253–265.
- Robson, M.T. (2003). Does stricter employment protection legislation promote self-employment? *Small Business Economics*, 21(3), 309–319.
- Simoes, N., Crespo, N., Moreira, S. B. (2016). Individual determinants of self-employment entry: what do we really know? *Journal of Economic Surveys*, 30(4), 783–806.
- Thurik, A. R., Carree, M. A, van Stel, A., Audretsch, D. B. (2008). Does self-employment reduce unemployment? *Journal of Business Venturing*, 23(6), 673–686.
- Toma, S. G., Grigore, A. M., Marinescu, P. (2014). Economic development and entrepreneurship. *Procedia Economics and Finance*, 8, 436–443.
- Walzer, N. (2009). *Entrepreneurship and local economic development*. London: United Kingdom: Lexington Books, 297 s.
- Williams, C. C. (2009). Rationales for outsourcing domestic services to off-the-books workers. *Journal of Economic Studies*, 36(4), 343–354.
- Yerrabati, S. (2022). Self-employment and economic growth in developing countries: Is more self-employment better? *Journal of Economic Studies*, 49(2), 315-329.

7 Potvrdenie projektovej podpory

Príspevok vznikol ako čiastkový výstup riešenia projektu VEGA č. 1/0053/22 Priestorová a štrukturálna dezagregácia Okunovho zákona a Phillipsovej krivky a projektu VEGA č. 1/0366/21 Závislé podnikanie na Slovensku – reflexia, meranie a perspektívy.

Makroekonomická výkonnosť slovenskej ekonomiky v roku 2022 a odhad jej výkonnosti v roku 2023

Macroeconomic performance of the Slovak economy in 2022 and estimate of its performance in 2023

Ján Haluška, Branislav Pristáč

INFOSTAT, Inštitút informatiky a štatistiky, Leškova 16, 817 95 Bratislava 15, Slovenská republika

INFOSTAT, Institute of Informatics and Statistics, Leškova 16, 817 95 Bratislava 15, Slovak Republic

haluska@infostat.sk; pristac@infostat.sk

Abstrakt: Príspevok obsahuje stručnú analýzu vývoja makroekonomickej výkonnosti slovenskej ekonomiky v roku 2022 (meranej tvorbou reálneho HDP), ktorá je východiskom pre odhad jej výkonnosti v roku 2023. Zatiaľ čo rast vonkajšieho dopytu by sa mal oproti roku 2022 mierne zrýchliť, rast domáceho dopytu by sa mal naopak spomaliť. Rozhodujúci vplyv na spomalenie rastu domáceho dopytu by mal mať spotrebiteľský dopyt. V konečnom dôsledku by to malo znamenať, že spomaľovanie rastu agregátneho dopytu, ktoré začalo v roku 2022, by malo pokračovať aj v tomto roku. Útlm rastu výkonnosti hospodárstva by preto mal byť zaznamenaný aj v tomto roku.

Abstract: The paper contains a brief analysis of macroeconomic performance of the Slovak economy in 2022 (measured by the formation of real GDP), which is the basis for an assessment of its performance in 2023. While the growth of external demand should slightly accelerate compared to 2022, the growth of domestic demand should on the contrary, slow down. Consumer demand should have a decisive influence on the slowdown in the growth of domestic demand. Ultimately, this should mean that the slowdown in aggregate demand growth that began in 2022 should continue this year. A slowdown in the growth of economic performance should therefore be recorded this year as well.

Kľúčové slová: IES, HDP, vonkajší dopyt, domáci dopyt, agregátny dopyt.

Key words: ESI, GDP, foreign demand, domestic demand, aggregate demand.

1 Úvod

Východiskom pre odhad makroekonomickej výkonnosti slovenskej ekonomiky v roku 2023, ktorý je prezentovaný v tomto príspevku, bola jej výkonnosť v roku 2022 a tendencie vývoja významných odvetvových a makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky kvantitatívneho a kvalitatívneho charakteru v prvých dvoch, resp. troch mesiacoch tohto roka³. Pokiaľ ide o vývoj, ktorý sa

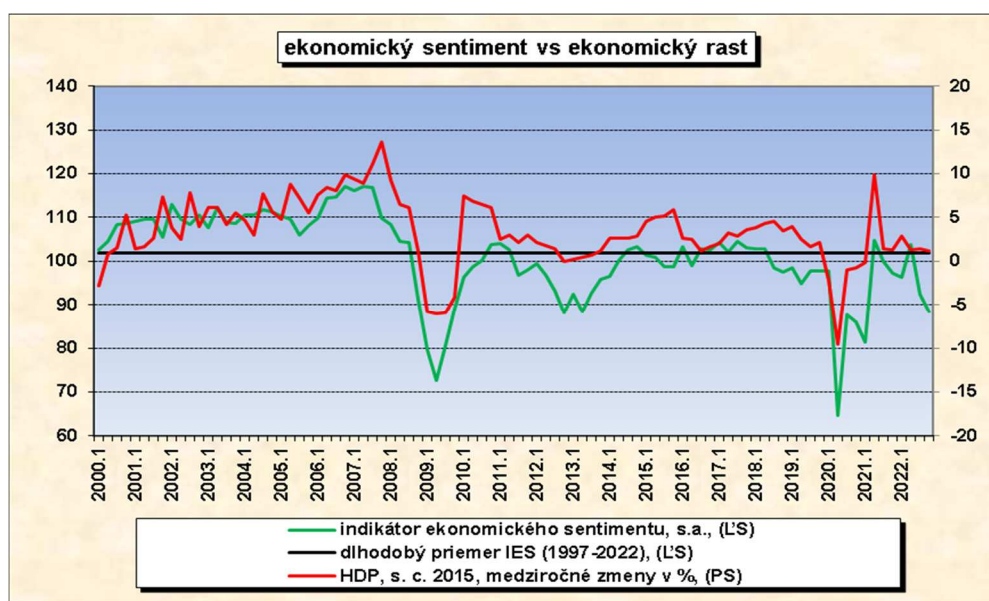
³ Ukazovatele kvalitatívneho charakteru sú odvodené z výsledkov konjunkturálnych prieskumov v priemysle, stavebníctve, obchode a službách a výsledky spotrebiteľského barometra za január až marec 2023.

očakáva v relevantnom vonkajšom ekonomickom prostredí, na základe výsledkov prognózy *Consensus Forecast* pre eurozónu a Nemecko z marca 2023 sa ukazuje, že vonkajší dopyt bude faktorom, ktorý bude mať v tomto roku len veľmi slabý vplyv na rast agregátneho dopytu v slovenskej ekonomike.

2 Výkonnosť slovenskej ekonomiky v roku 2022

Domáca ekonomická klíma zaznamenala v priebehu roku 2022 dve navzájom opačné vývojové tendencie (graf 1). Od januára do mája 2022 sa jej stav - meraný indikátorom ekonomického sentimentu (IES) - zlepšoval, najmä vďaka ústupu tretej vlny globálnej pandémie. Od júna 2022 sa však začal výrazne zhoršovať, hlavne vplyvom energetickej krízy v Európe (vyvolanej vojnou na Ukrajine) a extrémne vysokej inflácie, ktoré tým, že výrazne tlmili dopyt, zhoršovali podnikateľskú a spotrebiteľskú dôveru. V konečnom dôsledku sa stav domácej ekonomickej klímy oproti roku 2021 zhoršil.

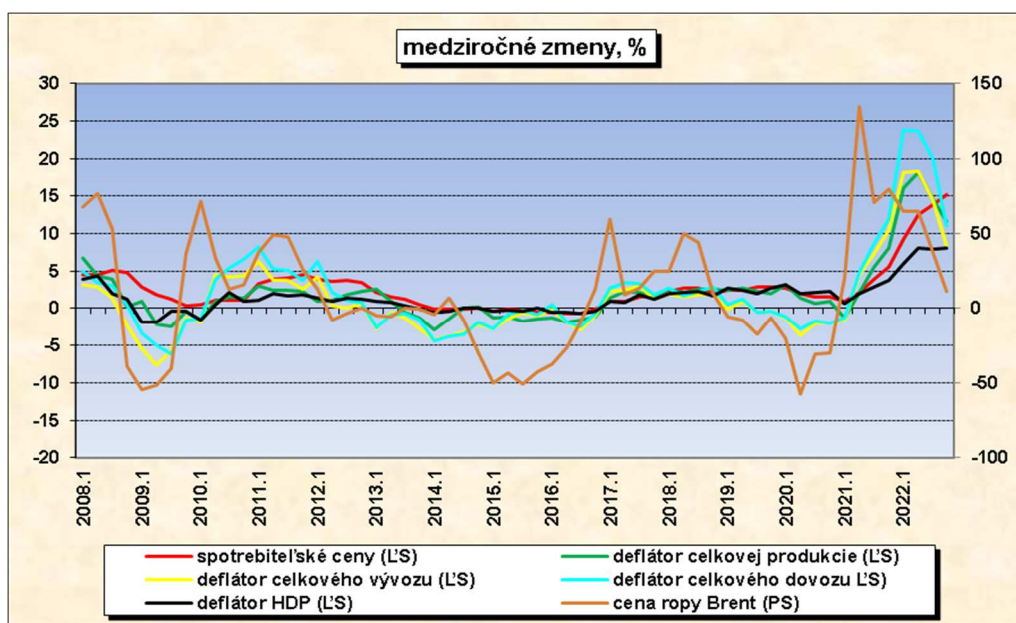
Stav domácej ekonomickej klímy bol faktorom, ktorý rast výkonnosti hospodárstva v roku 2022 tlmil. Na medzikvartálnej báze sa tvorba reálneho HDP síce v každom štvrtroku minulého roka zvýšila - zhodne o 0,3% (vždy oproti predchádzajúcemu štvrtroku podľa sezónne očistených údajov ŠÚ SR), na medziročnej báze sa však rast tvorby reálneho HDP spomalil z 2,9% v 1. štvrtroku 2022 na 1,1% vo 4. štvrtroku 2022. Kumulatívne za 1. až 4. štvrtrok 2022 sa jeho tvorba zvýšila o 1,7% (v priemere), čo znamená, že rast výkonnosti hospodárstva bol takmer o polovicu nižší ako v roku 2021. Výkonnosť hospodárstva preto len mierne prekročila jeho výkonnosť z roku 2019, teda tesne pred globálnou pandemiou.



Graf 1 Ekonomický sentiment a ekonomický rast (Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky)

Napriek tomu, že rast výkonnosti hospodárstva sa v priebehu minulého roka spomaľoval, zvyšovanie tlaku na vzostup úhrnnej cenovej hladiny v hospodárstve (meranej deflátorom HDP), ktoré začalo už v 3. štvrtroku 2021, nielenže pokračovalo, ale jeho intenzita sa výrazne zvýšila (graf 2). Deflátor HDP, ktorý v roku 2021 na medziročnej báze vzrástol o 2,4%, stúpol v roku 2022 o 7,6% (vždy v priemere). Tvorba nominálneho HDP bola teda v roku 2022 na medziročnej báze vyššia v priemere o 9,3% a dosiahla 107,730 mld. €.

Kľúčový vplyv na výrazné zrýchlenie dynamiky rastu úhrnnej cenovej hladiny v hospodárstve v roku 2022 mal vzostup cien vo vonkajšom ekonomickom prostredí. Deflátor dovozu tovarov a služieb stúpol na medziročnej báze až o 19,3%, čo je rast viac ako trojnásobne vyšší ako v roku 2021, kedy stúpol o 6,0% (vždy v priemere)⁴. Viac ako úmerne sa tým posilnil inflačný charakter domáceho ekonomického prostredia, o čom svedčí deflátor celkovej produkcie v hospodárstve, ktorého rast sa zrýchlil z 3,7% v roku 2021 na 15,0% v roku 2022 (vždy v priemere).



Graf 2 Spotrebiteľské ceny a deflátoary (Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky)

Výrazný vzostup deflátoru celkovej produkcie v hospodárstve mal dopad na ceny vývozu, ako aj na spotrebiteľské ceny. Deflátor vývozu tovarov a služieb zaznamenal zrýchlenie rastu z 5,1% v roku 2021 na 14,7% v roku 2022 (vždy

⁴ K enormne vysokému rastu cien dovozu významne prispela aj cena ropy *Brent* na svetovom trhu, ktorá v roku 2022 vzrástla o vyše 40% a dosiahla cca 107,8 USD/barel (vždy v priemere). Jej rast sa však vyznačoval vysokou volatilitou, čo súviselo najmä s vojnou na Ukrajine. Kým v 1. a 2. štvrtroku 2022 bol barel ropy na medziročnej báze drahší zhodne cca o 65%, v 3. štvrtroku 2022 cca o 37% a vo 4. štvrtroku 2022 cca o 11% (vždy v priemere).

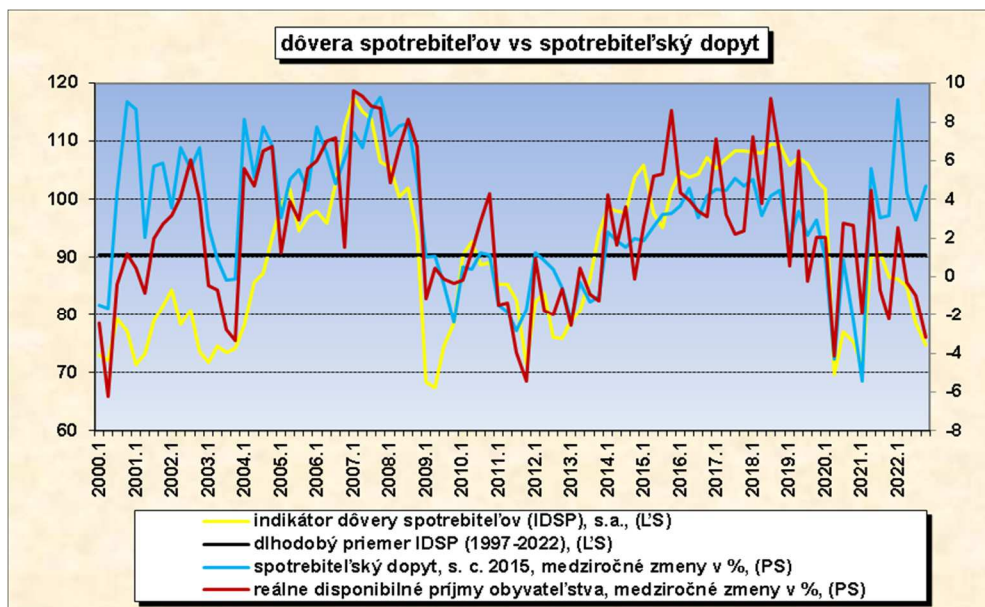
v priemere), ktoré nebolo úplne úmerné zrýchleniu rastu deflátoru dovozu tovarov a služieb, resp. deflátoru celkovej produkcie, ale miernejšie. Zatiaľ čo dynamika rastu deflátorov vývozu, dovozu a produkcie sa v priebehu minulého roka spomaľovala (vplyv bázičného efektu), dynamika rastu spotrebiteľských cien sa naopak sústavne zrýchľovala. Tlak na rast spotrebiteľských cien, ktorý generovali nákladové i dopytové faktory, bol totiž omnoho silnejší ako v roku 2021. Priemerná miera celkovej inflácie sa zvýšila z 3,2% v roku 2021 na 12,8% v roku 2022, pričom v novembri a decembri 2022 dosiahla 15,4%.

Primárnym faktorom oslabenia rastu výkonnosti hospodárstva bol agregátny dopyt, ktorého rast sa spomalil zo 7,3% v roku 2021 na 2,4% v roku 2022 (vždy v priemere). Prispel k tomu domáci i vonkajší dopyt, ale rozhodujúci bol vplyv vonkajšieho dopytu. Objem vývozu tovarov a služieb sa totiž zvýšil len o 1,0%, zatiaľ čo v roku 2021 stúpol až o 10,6% (vždy v priemere). V prípade domáceho dopytu bolo spomalenie rastu len marginálne - zo 4,2% v roku 2021 na 3,8% v roku 2022 (vždy v priemere).

Keďže agregátny dopyt a tvorba domácich zdrojov na jeho krytie (vyjadrená tvorbou reálneho HDP) vzrástli v roku 2022 zhruba rovnako (o 2,4%, resp. o 1,7%), dopyt po zdrojoch zo zahraničia, ktoré boli potrebné na úplné pokrytie vecnej skladby agregátneho dopytu, síce vzrástol, jeho rast sa tiež výrazne spomalil. Zatiaľ čo v roku 2021 objem dovozu tovarov a služieb stúpol o 12,1%, v roku 2022 sa zvýšil len o 3,0% (vždy v priemere). Relatívne najviac vzrástol dovoz pre medzispotrebu, relatívne najmenej dovoz tovarov investičného charakteru.

Zdrojom rastu domáceho dopytu ako celku v roku 2022 boli dve z troch hlavných zložiek jeho štruktúry, menovite konečná spotreba domácnosti (KSD; spotrebiteľský dopyt) a tvorba hrubého fixného kapitálu (THFK; investičný dopyt). Konečná spotreba verejnej správy (KSVS; dopyt verejného sektora) poklesla a rast domáceho dopytu ako celku teda brzdila.

Objem KSD sa v roku 2022 zvýšil o 5,2%, čo je rast viac ako trojnásobne vyšší ako dosiahol v roku 2021 (graf 3). Vzrástol teda omnoho viac ako sa vlni všeobecne očakávalo, vďaka čomu bol o 5,6% vyšší ako v roku 2019, teda tesne pred globálnou pandémiou. Kľúčovým faktorom zrýchlenia rastu KSD bol pokračujúci pokles sklonu obyvateľstva k úsporám (v prospech sklonu k spotrebe), ktorý začal už v 2. štvrtroku 2021, ale v roku 2022 sa výrazne prehĺbil. Miera hrubých úspor obyvateľstva, ktorá v roku 2020 predstavovala 11,9% a v roku 2021 klesla na 10,4%, sa v roku 2022 znížila až na 5,7%.



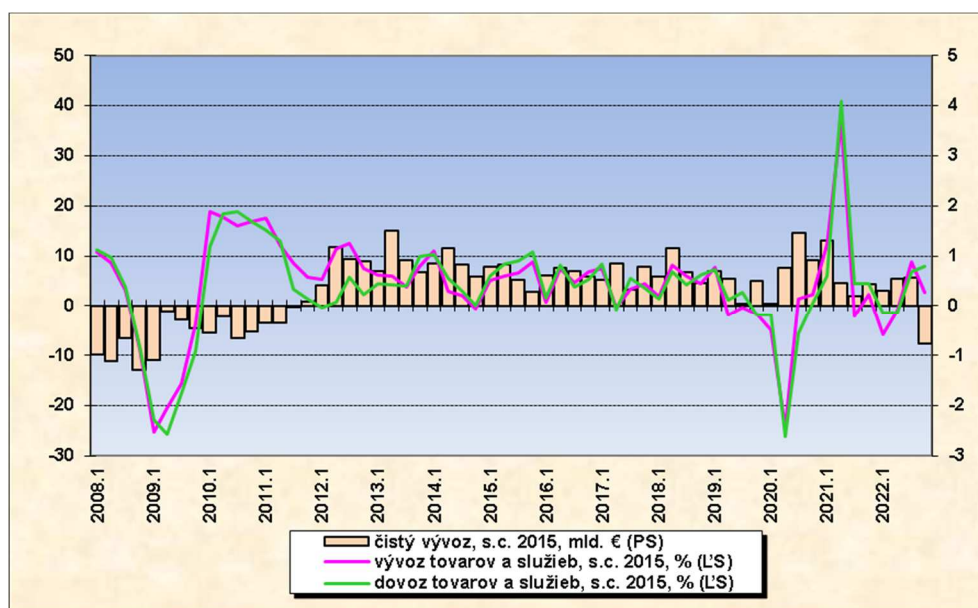
Graf 3 Dôvera spotrebiteľov a spotrebiteľský dopyt (Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky)

Výrazný nárast sklonu obyvateľstva k spotrebe v roku 2022 bol prekvapením, pretože reálne disponibilné príjmy domácností (hlavný zdroj financovania KSD) zaznamenali už dva roky po sebe pokles, ktorý sa navyše prehýbil z 0,2% v roku 2021 na 0,7% v roku 2022. Správanie spotrebiteľov v uvedenom zmysle možno vysvetliť efektom tzv. odloženej spotreby (z roku 2020), ktorá sa v dôsledku globálnej pandémie realizovala čiastočne v roku 2021 a výraznejšie v roku 2022.

Objem KSVS sa v roku 2022 znížil o 3,2%, pričom na medziročnej báze klesol vo všetkých štyroch štvrtrokoch, relatívne najviac v 2. štvrtroku 2022 (o 7,1%). Zatiaľ čo v roku 2021 bola KSVS reálne o 3,5% vyššia ako v roku 2019 (tesne pred globálnou pandémiou), vplyvom poklesu v roku 2022 sa objem KSVS dostal späť na úroveň z roku 2019. Napriek tomu, že dopyt vo verejnom sektore reálne poklesol, produkcia verejného sektora v bežných cenách v roku 2022 vzrástla dokonca viac ako v roku 2021 (o 7,9%, resp. o 7,5%). Zvýšila sa aj KSVS v bežných cenách, ktorá stúpila dva roky po sebe prakticky rovnako o 8,0%. V oboch rokoch k tomu významne prispeli aj úhrady zdravotných poisťovní, ktoré v roku 2021 stúpili o 11,8% a v roku 2022 o 9,9% (vždy v priemere).

Objem THFK sa v roku 2022 zvýšil o 6,5%, teda menej ako sa vlani všeobecne očakávalo. V dôsledku toho nedosiahol ani v minulom roku svoju úroveň z roku 2019 (bol nižší takmer o 5%), k čomu prispelo aj zhoršenie stavu domácej ekonomickej klímy. Na rast THFK mal výraznejší vplyv investičný dopyt v oblasti strojov a zariadení, ktorý v roku 2022 vzrástol o 7,6%, kým investičný dopyt v oblasti budov a stavieb stúpil len o 2,3%. Objem THFK v oblasti strojov a zariadení bol napriek relatívne vysokému rastu ešte stále o vyše 10% nižší ako v roku 2019, zatiaľ čo objem THFK v oblasti budov a stavieb sa dostal na svoju úroveň z roku 2019.

Znakom nestability makroekonomického prostredia bolo aj v roku 2022 striedanie modelov rastu výkonnosti hospodárstva. Zatiaľ čo v 1. a 4. štvrtroku 2022 to bol model, v ktorom k rastu výkonnosti hospodárstva prispel len domáci dopyt, kým čistý vývoz jej rast tlmil, v 2. a 3. štvrtroku 2022 sa v praxi presadil model, v ktorom výkonnosť hospodárstva vzrástla vplyvom domáceho dopytu aj čistého vývozu (graf 4). Hlavnou príčinou striedania modelov rastu výkonnosti hospodárstva v priebehu roku 2022 bol obchodná bilancia, ktorá sa z dlhodobu prebytkovej zmenila v roku 2022 na deficitnú, pričom deficit zaznamenala vlani vo všetkých štvrtrokoch.



Graf 4 Celkový vývoz, celkový dovoz a čistý vývoz (Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky)

3 Odhad výkonnosti hospodárstva v roku 2023

Zhoršovanie stavu domácej ekonomickej klímy, ktoré začalo v júni 2022, sa v 1. štvrtroku 2023 zastavilo. V obchode trend poklesu dôvery podnikateľov ešte pokračoval, ale dôvera podnikateľov v priemysle, stavebníctve, službách, ako aj dôvera spotrebiteľov mierne vzrástli (oproti 4. štvrtroku 2022). Domáca ekonomická klíma však zostala napriek znakom stabilizácie hlboko pod úrovňou jej dlhodobého priemeru a bola pomerne hlboko aj pod jej úrovňou z 1. štvrtroka 2022.

Domáca ekonomická klíma bola aj v 1. štvrtroku 2023 negatívne ovplyvnená extrémne vysokou infláciou - celková inflácia za január až marec dosiahla v priemere 15,1%. Oproti 4. štvrtroku 2022 bola nižšia o 0,1 p. b., pričom ide o jej prvý pokles od 1. štvrtroka 2021. Došlo k tomu vďaka spomaleniu rastu regulovaných cien, pretože jadrová inflácia vzrástla aj v 1. štvrtroku 2023, a to najmä vplyvom pokračujúceho rastu cien potravín.

Vysoká inflácia spôsobuje, že pokles reálnej mzdy v hospodárstve, ktorý bol zaznamenaný v roku 2022, pokračuje aj od začiatku tohto roka. Vo vybraných 10 odvetviach súkromného sektora sa dynamika rastu nominálnej mzdy v januári a februári 2023 síce zrýchlila, bola však nižšia ako úroveň celkovej inflácie. Na druhej strane, zamestnanosť v týchto 10 odvetviach ako celok v januári aj vo februári mierne poklesla. Vysoká inflácia má dopad aj na tržby v maloobchode v bežných cenách (bez vplyvu tržieb za predaj a opravy motorových vozidiel). Ich rast sa totiž v januári i februári na medziročnej báze spomalil, avšak rast tržieb za predaj a opravu motorových vozidiel sa naopak výrazne zrýchlil, pretože v oboch mesiacoch vzrástli o vyše 30%.

Od začiatku tohto roka vykazuje oslabenie rastu aj vonkajší dopyt. Vývoz tovarov v bežných cenách, ktorý v roku 2022 vzrástol takmer o 16%, stúpol v januári a februári 2023 na medziročnej báze zhodne cca o 10%. Avšak v prípade vývozu tovarov očisteného o vplyv vývozu osobných automobilov bol rast omnoho nižší - v januári 2023 vzrástol o 4,5% a vo februári 2023 o menej ako 3%. Pokiaľ ide o vývoz osobných automobilov, zatiaľ čo v roku 2022 vzrástol o 11%, v januári i februári 2023 stúpol na medziročnej báze o vyše 30%. Vďaka tomu bol deficit obchodnej bilancie v januári 2023 zhruba o štvrtinu nižší ako v januári 2022, pričom vo februári 2023 dosiahla obchodná bilancia prebytok.

Odhad výkonnosti hospodárstva v roku 2023 je založený na predpoklade, že rast domáceho i vonkajšieho dopytu bude pokračovať aj v tomto roku. Zatiaľ čo rast vonkajšieho dopytu by sa mal oproti roku 2022 mierne zrýchliť, rast domáceho dopytu by sa mal naopak spomaliť. Rozhodujúci vplyv na spomalenie rastu domáceho dopytu by mal mať spotrebiteľský dopyt. V konečnom dôsledku by to malo znamenať, že spomaľovanie rastu agregátneho dopytu, ktoré začalo v roku 2022, by malo pokračovať aj v tomto roku. Útlm rastu výkonnosti hospodárstva by preto mal byť zaznamenaný aj v tomto roku.

Odhadujeme, že v prípade agregátneho dopytu sa rast spomalí z 2,4% v roku 2022 na 1,3% v roku 2023, pokiaľ ide o tvorbu reálneho HDP malo by v rovnakom čase ísť o spomalenie rastu z 1,7% na 1,0%. Odhadujeme, že sa mierne spomalí aj rast úhrnnej cenovej hladiny v hospodárstve, a to zo 7,6% v roku 2022 na 7,3% v roku 2023. Na základe týchto odhadov by sa tvorba HDP v bežných cenách v roku 2023 zvýšila o 8,4% a dosiahla 116,7 mld. €.

4 Záver

Odhad agregátneho dopytu, výkonnosti hospodárstva a rastu úhrnnej cenovej hladiny v slovenskej ekonomike v roku 2023 je potrebné vnímať v kontexte stále vysokej miery neistoty ohľadom ekonomického vývoja vo svete v tomto roku, ktorá je primárne dôsledkom vojny na Ukrajine.

5 Literatúra

ŠÚ SR (2023). Štatistická správa o základných vývojových tendenciách v hospodárstve SR vo 4. štvrtroku 2022. Štatistický úrad Slovenskej republiky, Bratislava, marec 2023.

Výplata dividend a relatívny peňažný obsah podielov amerických firiem

Paying dividends and relative pecuniary content of American shares

Radoslav Jeřábek^a, Martin Boďa^{ab}

^a Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici, Ekonomická fakulta, Tajovského 10, 974 90 Banská Bystrica, Slovenská republika

^b Univerzita Jána Evangelisty Purkyně v Ústí nad Labem, Fakulta sociálně-ekonomická, Moskevská 54, 400 96 Ústí nad Labem, Česká republika

^a Matej Bel University in Banská Bystrica, Faculty of Economics, Tajovského 10, 974 90 Banská Bystrica, Slovak Republic

^b Ján Evangelista Purkyně University in Ústí nad Labem, Faculty of Social and Economic Sciences, Moskevská 54, 400 96 Ústí nad Labem, Czech Republic

radoslavjerabek@gmail.com, martin.boda@umb.sk

Abstrakt: Navzdor kontroverzným teoretickým postojom dividendová politika stále zostáva nástrojom na ovplyvňovanie hodnoty firmy. Jeden zo spôsobov, ako merať dividendovú politiku, je postavený na dividendovom výplatnom pomere, a tvorbu hodnoty možno sledovať relatívnymi metrikami cenového obsahu typu multiples alebo Tobinovo q . Cieľom článku je zistiť, ako dividendová politika reprezentovaná dividendovým výplatným pomerom typicky ovplyvňuje relatívnu cenu a vnútornú hodnotu podielov. Článok je koncipovaný ako prípadová štúdia pre vzorku 1 150 spoločností vyplácajúcich dividendy a obchodovaných na burzách v Spojených štátoch amerických za obdobie posledných 30 rokov. Ekonometrický rámec panelových simultánných rovníc zohľadňuje úroveň i stabilitu dividendovej politiky a získané výsledky preukazujú vplyv dividendovej politiky na peňažný obsah podielu. Výsledky popierajú Millerovu-Modiglianiho dividendovú neutralitu, nakoľko výplata dividend znižuje hodnotu podielov vnímanú trhom, čo indikuje platnosť antidividendových teórií v oblasti dividendovej politiky.

Abstract: In the face of controversial views, dividend policy still remains a tool to regulate corporate value. One of the ways to measure dividend policy is footed upon the dividend payout ratio, and value generation may be assessed by relative metrics of pecuniary content such as multiples or Tobin's q . The goal of the paper is to determine how dividend policy represented by the dividend payout ratio typically affects relative price and intrinsic value of shares. The paper is framed as a case study for a sample of 1,150 dividend-paying firms traded in US stock exchange markets for the past 30 years. The econometric framework of panel data simultaneous equations takes into account both the level and stability of dividend policy, and the results prove an influence of dividend policy on the pecuniary content of shares. The results contradict the Miller-Modigliani dividend neutrality since paying out dividends decreases the value as perceived by the market, which indicates the validity of anti-dividend theories in the sphere of dividend policy.

Klíčové slova: dividendová politika, multiples, Tobinovo q , tvorba hodnoty.

Key words: dividend policy, multiples, Tobin's q , value generation.

1 Úvod

Najintenzívnejší rozmach publikácií a štúdií rozoberajúcich dividendovú politiku bol v 60. až 80. rokoch dvadsiateho storočia, kedy sa sformovali doteraz neprekonateľné štúdie s názormi, ktoré sa časom formovali do jednotlivých druhov dividendových politík. Dividendová politika sa stala dôležitou súčasťou finančného riadenia podniku a jej správne nastavenie je dôležité pre získavanie dodatočného kapitálu od investorov a správne fungovanie podniku, najmä pokiaľ podnik pôsobí na finančnom trhu ako verejne obchodovateľná spoločnosť. V zásade existuje niekoľko typov dividendovej politiky (stabilná, reziduálna a nulová) a voľba konkrétneho typu musí byť podriadená principiálnemu cieľu podniku, ktorým je maximalizácia trhovej hodnoty. Na jednej strane je výplata dividend odlivom disponibilných prostriedkov z podniku, ktoré mohli byť použité na rozvoj podnikových aktivít a rast. Na strane druhej je dividendová politika prostriedkom uspokojenia záujmu investorov do podniku, majiteľov podielov emitovaných podnikom (ktorí sa nazývajú po anglicky shareholders, čo sa často nenáležite prekladá mechanicky ako akcionári), ktorí na základe nej formulujú svoje investičné rozhodnutia. Nastavenie dividendovej politiky a najmä jej zmeny plnia dôležitú signalizačnú funkciu s dosahom na trhovú hodnotu podniku.

Článok čiastočne reaguje na oslabený záujem o vplyv dividendovej politiky na tvorbu hodnoty. Nie je to tým, že by dividendová politika začala mať marginálny význam, ale je to dôsledok zmeny výskumnej agendy za poslednú dekádu. Akademický výskum bol skôr presmerovaný na témy následkov globálnej finančnej krízy, eluzívneho konceptu spoločensky zodpovedného podnikania, módného trendu zeleného investovania nesúceho sa na alarmizme klimatickej zmeny alebo hodnotenia dôsledkov pandemických opatrení či prebiehajúcej sankčnej vojny na pozadí ukrajinského konfliktu.

Cieľom článku je zistiť pre prípad amerického akciového trhu, ako dividendová politika typicky ovplyvňuje relatívny peňažný obsah firemných podielov.

- Dividendová politika je pritom reprezentovaná dividendovým výplatným pomerom a charakterizovaná v dvoch rovinách: úroveň dividendovej politiky a jej stabilita. Na meranie dividendovej politiky sa pritom používa hodnota a smerodajná odchýlka výplatného pomeru.
- Relatívny peňažný obsah podielu je tiež vyjadrený dvojako: ako relatívna trhovú cenu a ako relatívna trhovú hodnotu. Meranie prvého vychádza z tzv. multiples, čo je pojem, ktorý možno voľne preložiť ako hodnotové multiplifikátory, a ktoré sú jednými z najsledovanejších pomerových ukazovateľov pri investovaní do akciových inštrumentov (P/E pomer, P/B pomer, P/S pomer

a P/CF pomer). Relatívna trhov hodnota je operacionalizov prostrednctvom Tobinovho q .

Analza je vypracovan pre podiely zastpen v syntetickom akciovom indexe S&P Composite 1500® za pouitia kvartlnych udajov za ostatnych 30 rokov pre firmy, ktoré v danom kvartli vyplatili dividendu. Po vyraden neuplnych alebo absentujcich pozorovan to znamen vzorku 1 150 spolonosti, resp. 68 015 firemnokvartlnych pozorovan za rodne dlh obdobia, v maximlnom rozpt od Q4/1988 do Q3/2022. Analza spoivala vo formulcii a odhadnut simultnného systému piatich panelovch linernych rovnc (pre štyri multiples a Tobinovo q) v dvoch varicich (iba pre roveň dividendovej politiky, pre roveň aj stabilitu dividendovej politiky) s prihliadnutm na spektrum premennch stelesnujcich prevdzkov podmienky aj makroekonomick faktory.

Zskan vsledky preukazuj vplyv dividendovej politiky na peazn obsah podielu. Vsledky popieraj Millerovu-Modiglianiho dividendov neutralitu, nakoko vplata dividend zniuje hodnotu podielov vnman trhom, čo indikuje platnos antidendovch teori v oblasti dividendovej politiky.

lnok v dalšom pozostva zo štyroch ast, ktoré postupne zadvaj teoretick zklady problematiky a vysvetluj pojmy (ast 2), prezentuj dta a ich charakteristiky (ast 3), model a vsledky (ast 4) a uzatvraj dan problematiku (zver).

2 Modely a teorie dividendovej politiky, multiples a Tobinovo q

Dividendov politika je dleitou scastou podnikovho finannho riadenia a jej sprvne nastavenie je dleit pre zskavanie dodatonho kapitlu od investorov a sprvne fungovanie firmy. Dobre nastaven dividendov politika firmy svedci o kvalifikovanosti jej manamentu, silnom finannom zdrav a jej perspektve do budcnosti. Davidson a Webber (2015) zdoraznj, že dividendov politika vo všeobecnosti svojimi rozhodnutiami o dividendch rob kompromis medzi vškou vsledku, ktor firma distribuuje svojim vlastnkom, a vškou vsledku, ktor si ponech a dalej ho reinvestuje. Podnikov manaeri vsak starostlivo zvauj vobu dividendovej politiky, nakoko tieto rozhodnutia ovplyvnj spolu s hodnotou firmy aj bohatstvo vlastnkov. Vplatu dividend a vobu modelu dividendovej politiky pri rozhodovan o dividendch treba posudzov aj s ostatnmi finannmi a investcnmi rozhodnutiami.

Zkladnou otzkou rezonujcou pri firmch vyplcajcich dividendy je, ak velk, resp. optimlna by dividenda mala by a ako asto, resp. pravidelne by sa mala vyplca. Existuje viacero nzorov na optimlnu dividendov politiku, čo viedlo k vzniku viacerch druhov dividendovch politik, ktor kad z nich je zaloen na inom princpe fungovania. Medzi najznamejšie a najpouivanejšie

však patrí stabilná dividendová politika s konštantnou výškou dividendy na podiel, resp. s konštantným výplatným pomerom na podiel, pasívna reziduálna dividendová politika a dividendová politika nulových dividend. Detailnejší výklad typov dividendovej politiky, ich výhod a nevýhod môže čitateľ nájsť u Bakera (2009) alebo Watsona a Heada (2016). Tu sa vysvetlenie obmedzí na stanovenie základných vlastností.

- Stabilnú dividendovú politiku možno chápať dvomi základnými spôsobmi. Oba spočívajú v tom, že firma sa snaží o pravidelné výplaty dividend v dlhodobom horizonte. Toto vie dosahovať prostredníctvom konštantnej dividendy na podiel alebo konštantného výplatného pomeru na podiel. *Stabilná dividendová politika s konštantnou dividendou na podiel* je typom dividendovej politiky, v rámci ktorej firma pravidelne vypláca určitý podiel svojho výsledku vo forme dividendy. Toto firma dosahuje tak, že vypláca konštantnú výšku dividendy prislúchajúcej na jeden podiel, a výplatný pomer sa môže meniť tak, aby bola dodržaná daná výška dividendy na podiel. *Stabilná dividendová politika s konštantným výplatným pomerom na podiel* zahŕňa vyplácanie dividend v pravidelných intervaloch v rovnakej výške určenej výplatným pomerom na každý podiel. Toto firma dosahuje tak, že jej výplatný pomer prislúchajúci na jeden podiel je konštantný, a dividenda na podiel sa môže meniť tak, aby bola dodržaná daná výška výplatného pomeru na podiel.
- *Reziduálna dividendová politika* je typom dividendovej politiky, v rámci ktorej firma vypláca svoje výsledky vo forme dividend iba vtedy, keď nemá žiadne opodstatnené investičné plány na použitie týchto zdrojov. V prípade, že firma potrebuje investovať do nových projektov, ukladá si časť svojho výsledku do rezerv.
- *Nulová dividendová politika* spočíva v tom, že firma nevypláca žiadne dividendy svojim vlastníkom a namiesto toho finančné prostriedky reinvestuje do svojej činnosti. Touto stratégiou firmy uprednostňujú dlhodobý rast a zvyšovanie hodnoty podniku. V istých prípadoch sa môže jednať o prístup, ktorý je výhodný jednak pre firmu a aj jej vlastníkov. Pre firmu nulová dividendová politika znamená, že disponuje dostatočným množstvom kapitálu na nové investície, čím môže prijímať viacero projektov a zabezpečiť stabilný rast do budúcnosti. Pre vlastníkov to znamená, že ich investícia do firmy má potenciál rásť o viac, než pri iných typoch dividendovej politiky.

Stabilná dividendová politika vychádza z *prodividendovej teórie*. Základy tejto teórie položili Graham a Dodd (1951), ktorí dospeli k záveru, že vyššia dividenda bude vyvolávať vyššiu trhovú cenu podielu.

Pasívna reziduálna dividendová politika vychádza z *teórie dividendovej neutrality*. Základy tejto teórie položili Miller a Modigliani (1961), ktorí argumentovali, že dividendová politika je irelevantná a neovplyvňuje trhovú cenu podielu a teda ani hodnotu firmy. Vo svojej smerodajnej štúdii Miller a Modigliani (1961) pracovali s predpokladmi dokonalého kapitálového trhu, teda nebrali do úvahy existenciu daní, transakčných nákladov a nákladov zastúpenia a pracovali s predpokladom informačnej asymetrie. Podľa ich chápania je jediným determinantom hodnoty firmy len investičná politika, nakoľko podľa nich hodnota firmy závisí výlučne od investičných príležitostí, ktoré má k dispozícii. Z ich posolstva o irelevantnosti vyplýva, že manažéri môžu do veľkej miery zanedbávať dividendovú politiku, ak prijímajú rozumné rozhodnutia týkajúce sa investovania. Teoréma dividendovej irelevancie formulovaná Millerom a Modiglianím (1961) tvrdí, že na dokonalom kapitálovom trhu s daným investičným programom je dividendová politika pri určovaní hodnoty firmy irelevantná.

Dividendová politika nulových dividend vychádza z *antidividendovej teórie*. Základy tejto teórie položili Farrar a Selwyn (1967), ktorí konkludovali, že vyššia dividenda bude vyvolávať nižšiu trhovú cenu podielu. Prístup, ktorý používa anti-dividendová politika, spočíva v odmietnutí vyplácať dividendy vlastníkom s cieľom udržania čo najväčšieho množstva finančných prostriedkov vo firme na reinvestovanie. Možno ju používať v technologickom sektore, kde finančné prostriedky na výskum a vývoj vo firme sú nevyhnutné na udržanie si svojej konkurencieschopnosti a rastu. Je však často kritizovaná, nakoľko nepriaznivo ovplyvňuje záujmy vlastníkov, ktorí očakávajú vyššie dividendy.

Z doterajšieho vysvetlenia jednoznačne vyplynulo, že dividendová politika je previazaná s hodnotou firmy a manažment podniku ju uplatňuje ako nástroj pre jej usmerňovanie alebo regulovanie napriek pomerne diverzifikovaným názorom, ktoré vznikli v teoretickej oblasti na škále od odčerpávajúceho vplyvu vyplácaných dividend (antidividendové názory) až k priaznivému vplyvu (pro-dividendové pohľady). Hodnota firmy napriek svojmu autoritatívnemu zdaniu, že ide o objektívne vymedzenie schopnosti firmy generovať (čisté) benefity pre vlastníkov, je čisto subjektívna veličina. Existuje množstvo oceňovacích prístupov, ktoré variujú od diskontovania peňažných tokov po diskontovanie výsledkov podniku, pričom niektoré z nich sú postavené striktne na princípe dividendovej irelevancie (napr. Penmam, 2012). V článku sa hodnota operacionalizuje dvojako. Jednak ako relatívna trhovú cenu vyjadrenú ako multiple, jednak ako relatívna tvorba hodnoty vyjadrená cez Tobinovo q . V prvom prípade multiple vyjadruje, ako firmu vníma trh a aké očakávania o jej budúcom vývoji má masa individuálnych investorov. V druhom prípade Tobinovo q je ukazovateľ,

ktorý vznikol v oblasti ekonomickej teórie a ktorý vyjadruje relatívnu reprodukčnú cenu aktív (tzn. cenu zaplatenú za úplnú obnovu aktív podniku) a používa sa ako proxy hodnota v empirickom výskume (He et al. 2022).

Multiple je štandardizovaný odhad, resp. pomerový ukazovateľ, ktorý sa konštruuje ako pomer trhovej ceny k určitému fundamentu v účtovnej závierke spoločnosti (Damodaran, 2012). Fundament je faktor, ktorému sa prisudzuje tvorba hodnoty a ktorý sa v kontexte konštrukcie multiples preberá z účtovnej závierky firmy. V čitateli sa používa štandardne trhovú cenu podielu v prípade, že sa výpočet uskutočňuje pre vlastníkov (na jeden podiel), alebo trhovú hodnotu spoločnosti v prípade, že sa výpočet uskutočňuje pre spoločnosť ako celok. Pri konštrukcii multiple musí byť medzi čitateľom a menovateľom odôvodniteľná väzba, a tak za fundament sa najčastejšie volí výsledok hospodárenia na podiel (resp. čistý výsledok), účtovná hodnota na podiel (resp. vlastné imanie), tržby na podiel (resp. celkové tržby) alebo prevádzkový či voľný peňažný tok na podiel (resp. celkový objem prevádzkového či voľného peňažného toku). Multiples sa používajú na: (a) oceňovanie spoločností v rámci metódy porovnateľných firiem, (b) hľadanie najlepších investičných príležitostí v rámci skríningu a (c) hodnotenie, resp. porovnávanie výkonnosti firiem. Tým, že multiples v čitateli nesú informáciu o trhovej hodnote, sa odlišujú od tradičných finančných ukazovateľov, ktoré typicky nesú informáciu o finančnej a/alebo prevádzkovej (účtovnej) výkonnosti spoločnosti (Damodaran, 2012). Vo všeobecnosti platí pravidlo, že čím nižšia je hodnota jednotlivých multiples, tým sú podiely firmy lacnejšie, resp. dokonca podhodnotené.

Podiel ceny k výsledku, P/E pomer. P/E pomer je jedným z najbežnejších ukazovateľov používaných vlastníckmi na posúdenie, či je podiel firmy primerane ohodnotený na trhu. Je jednoducho a pomerne rýchlo konštruovateľný bez nutnosti podrobnej znalosti finančných výkazov a taktiež ľahko porovnateľný kvôli svojej popularite a spravidla dlhej histórii vyčísl'ovania pre každú firmu. P/E pomer má však dva podstatné problémy: (1.) Multiple nemožno použiť a interpretovať, ak má spoločnosť záporný alebo nízky čistý výsledok. (2.) Je ľahko manipulovateľný tým, že jeho hodnotu možno ľahko zvýšiť zmenou kapitálovej štruktúry podniku dodatočným zadlžením sa alebo kreatívnymi postupmi v rámci odpisovej politiky. Z uvedeného plynie, že jeho použitie je vhodné v odvetviach, v ktorých podniky vykazujú solídne výsledky, podliehajú jednotným účtovným politikám a fungujú s podobnou kapitálovou štruktúrou.

Podiel ceny k účtovnej hodnote, P/B pomer. Je druhým najpopulárnejším multiple a podobne ako P/E pomer je jednoducho a rýchlo konštruovateľný, ľahko porovnateľný a spoľahlivý ukazovateľ. Avšak pri jeho použití treba byť opatrný nakoľko vykazované údaje o aktívach vychádzajú z historických cien,

ktoré sú zvyčajne nespoľahlivým ukazovateľom ekonomickej hodnoty. Okrem toho multiple P/B neodráža ziskovú silu podniku ani jeho peňažné toky. Analytici uprednostňujú multiple P/B, pretože účtovné hodnoty sú relatívne konštantné, čo uľahčuje porovnateľnosť v čase. Zásadnou výhodou tohto ukazovateľa je, že účtovná hodnota firmy je ľahko vypočítateľná a všeobecne stabilná veličina, a z toho dôvodu je ľahko porovnateľná s trhovou kapitalizáciou.

Podiel ceny k tržbám, P/S pomer. Najpopulárnejší bol od konca 90. rokov až po prasknutie dot-com bubliny. Stojí na predpoklade, že v rámci odvetvia sú hrubé marže a prevádzková efektívnosť medzi firmami podobné, čo však väčšinou v skutočnosti neplatí. Hlavný problém je v konštrukcii, a síce, že dané multiple zahŕňa vo výpočte trhovú cenu ktorá sa odvíja od najvyššieho riadku vo výkaze ziskov a strát, čím sa ignorujú všetky informácie o prevádzkovej efektívnosti podniku. Pozitívom je fakt, že tržby v menšej miere podliehajú účtovným zvláštnostiam v porovnaní s inými hodnotami vo finančných výkazoch, ale hlavnou výhodou je, že ukazovateľ je stále kladný. P/S pomer sa považuje za vhodné na oceňovanie podielov vyspelých, cyklických spoločností a spoločností s nulovým výsledkom.

Podiel ceny k voľnému peňažnému toku, P/FCF pomer. P/FCF pomer vyjadruje, koľko sa za podiel platí na akciovom trhu na jednotku peňažnej masy vyprodukovanej v prevádzkovej činnosti očistenej o kapitálové výdavky. Dáva do pomeru trhovú cenu podielu s voľným hotovostným tokom na podiel (z angl. free cash flow). Medzi čistým výsledkom a voľným cash flow existuje niekoľko podstatných rozdielov, pre ktoré je často P/FCF pomer objektívnejší ako P/E pomer. Do výpočtu čistého výsledku vstupujú viaceré položky, ktoré ovplyvňujú jeho konečnú výšku, ale v skutočnosti firma tieto prostriedky nevynaložila (najdôležitejšou položkou sú odpisy dlhodobého hmotného a nehmotného majetku, operácie so zamestnaneckými opciami alebo zmeny v pracovnom kapitáli). Tieto položky typicky znižujú konečnú výšku výsledku, avšak firma na ne v skutočnosti nevynaložila žiadne finančné prostriedky. Zatiaľ čo čistý výsledok vyjadruje účtovné hospodárenie podniku, voľný cash flow podáva obraz o tom čo sa deje s prostriedkami, pričom pre manažment firmy je manipulácia hodnoty tohto ukazovateľa komplikovanejšia než ako pri čistom výsledku z dôvodu detailného zachytenia jednotlivých pohybov finančných transakcií, ktoré zachytáva výkaz cash flow, ktorý je podľa US GAAP a IFRS legitímnou súčasťou účtovnej závierky. Z tohto dôvodu, je P/FCF pomer lepšie meradlo schopnosti podniku pokračovať vo svojej činnosti a naplňovať tzv. predpoklad going concern.

Multiples sa používajú aj v rámci skríningu v rámci preselekčnej investičnej fázy pri investovaní na akciových trhoch, ako bolo už uvedené. Skrínig je proces,

ktorý slúži na filtrovanie veľkého počtu aktív pomocou vopred nadefinovaných kritérií na identifikáciu a následne ich výber pre neskoršiu konštrukciu portfólia. Aktíva, ktoré boli skríningom vybrané, sa následne v rámci preselektie detailnejšie analyzujú, nakoľko cieľom preselektie je vybrať pre investora najvhodnejšie aktíva, ktoré spĺňajú jeho výnosovo-rizikový profil. Hlavnými nástrojmi, ktoré sa pri skríningu na akciovom trhu používajú, sú multiples a v tomto prípade o tzv. fundamentálny skríning. Najčastejšie sa na týchto trhoch skrínuje prostredníctvom P/E pomeru alebo P/B pomeru. Je používaný individuálnymi investormi ale aj profesionálnymi investormi pri zostavovaní investičných stratégií a odporúčaní. Podiely, ktorých hodnoty multiples sú vysoké, sa zvyknú označovať aj ako *rastové podiely* (z angl. growth stocks) alebo *očarujúce podiely* (z angl. glamour stocks). Vlastníci vidia v týchto podieloch veľký rastový potenciál. Na druhú stranu podiely, ktorých hodnoty multiples sú nízke, sa zvyknú označovať ako *hodnotové podiely* (z angl. value stocks) alebo *kontrariánske podiely* (z angl. contrarian stocks). Vlastníci vidia v týchto podieloch vyššiu hodnotu v porovnaní s ich cenou. Tomuto zodpovedá odporúčanie kupovať hodnotové podiely a predávať, resp. predávať na krátko rastové podiely.

Ako reprezentant vnútornej hodnoty sa často používa ukazovateľ *Tobinovo q* (z angl. Tobin's q). Tobinovo q sa dá použiť ako vhodná aproximácia vnútornej hodnoty spoločnosti. Tobinovo q je pomer medzi trhovou hodnotou fyzických aktív firmy a ich reprodukčnou hodnotou a bolo zavedené pôvodne Kaldorom (1966), ale spopularizované Tobinom (1969). Hodnota sa porovnáva s číslom 1, kde v prípade, ak je vyššia, ide o nadhodnotený podiel a v prípade, ak je menšia, ide o podhodnotený podiel. Originálne Tobinovo q v zmysle definície vychádzajúcej z ekonomickej teórie nie je úplne samozrejmé spočítať, a tak sa uplatnili pri empirických aplikáciách viaceré účtovné simplifikácie. Chung a Pruitt (1994) a Perfect a Wiles (1994) nezávisle od seba navrhli to isté zjednodušenie Tobinovho q pomocou jednoduchého vzťahu, ktorý možno zapísať

$$\text{Tobinovo } q = \frac{\text{trhová kapitalizácia} + \text{účtovná hodnota čistého dlhu}}{\text{účtovná hodnota celkových aktív}}. \quad (2)$$

Obe štúdie preukázali vysoký stupeň korelácie hodnôt svojej zjednodušenej verzie Tobinovho q s hodnotami originálneho Tobinovho q.

3 Dátová základňa

Dátovú základňu tvorili spoločnosti zahrnuté v akciovom indexe S&P Composite 1500[®], ktorý aproximuje zloženie celého amerického trhu, resp. tituly obchodované na burzách v Spojených štátoch amerických bez ohľadu na ich trhovú kapitalizáciu. Americký trh bol zvolený zámerne preto, lebo je príkladom

trhu, ktorý má najbližšie k dokonalému trhu v zmysle veľkého počtu inštitucionálnych aj malých investorov, ktorí vykonávajú transakcie na temer spojitaj báze, čím zabezpečujú trhu likviditu. Je možné sa nazdávať, že v prípade titulov reprezentovaných v tomto indexe je zaistená signálna funkcia a prenos informačných podnetov zo štýlu a výšky vyplácaných dividend na cenu či hodnotu jednotlivých titulov. Akciový index S&P Composite 1500[®] pozostáva z troch samostatných akciových indexov, menovite z indexov S&P 500[®], S&P MidCap 400[®] a S&P SmallCap 600[®], ktoré boli k referenčnému dátumu 1. februára 2023 tvorené postupne 503 podielmi veľkej kapitalizácie (big caps), 400 podielmi strednej kapitalizácie (mid caps) a 600 podielmi malej kapitalizácie (small caps). Uvedené akciové indexy patria medzi najsledovanejšie barometre amerického akciového trhu. Akciové indexy sú rozdelené do sektorov a odvetvia na základe klasifikácie GICS (z angl. Global Industry Classification Standard).

Zoznam spoločností zahrnutých do jednotlivých indexov, a teda aj použitý na vykonanie analýzy, bol získaný k 1. februáru 2023, a konfrontovaný s obsahom databázy, ktorej sprostredkovateľom je spoločnosť FirstRate Data LLC. Konkrétne ide o databázu „Financial Data db“ obsahujúcu 30-ročné historické finančné dáta pre viac ako 5 500 spoločností založených a pôsobiacich v Spojených štátoch amerických s podielmi obchodovaných na amerických burzách cenných papierov. Dáta sú dostupné od konca 80. rokov 20. storočia. Databáza obsahuje finančné výkazy spoločností, teda výkaz ziskov a strát, súvahu a výkaz cash-flow. Obsahuje tiež oceňovacie metriky, rôzne typy ukazovateľov a základné finančné informácie o jednotlivých spoločnostiach v kvartálnom časovom horizonte. V spomínanej databáze sa však zo zoznamu spoločností nenachádza 8 spoločností z indexu S&P 600, 1 spoločnosť z indexu S&P 400 a 4 spoločnosti z indexu S&P 500. Výskumnú vzorku tvorilo pôvodne 1 490 spoločností, avšak po korekciách zameraných na elimináciu kvartálnych pozorovaní firiem nevyplácajúcich dividendy, podozrivých alebo neúplných pozorovaní bolo na analýzu použitých 1 150 spoločností, resp. panelov, nakoľko dáta, ktoré sú k dispozícii, obsahujú viacero pozorovaní za sledované obdobie od 4Q/1988 do 3Q/2022. Pre jednotlivé spoločnosti sa rozpätie dátovej množiny líši v závislosti od dostupnosti dát. Ide pritom o spoločnosti, ktoré aspoň v jednom kvartáli vyplatili dividendu, pričom mohlo ísť o jednorazovú vysoko iregulárnu výplatu. Niektoré spoločnosti dividendy nevyplácajú vôbec, niektoré majú obdobia, kedy dividendy nevyplácajú (ako príklad možno uviesť Microsoft Corporation), iné ich vyplácajú takmer pravidelne, hoci sa sporadicky objaví kvartál s absenciou výplaty dividendy. Uvedené prípady tvoria spektrum prípadov variujúcich od nulovej dividendovej politiky k stabilnej alebo reziduálnej.

Analýza bola teda vypracovaná pre 1 150 spoločností, ktorých rozdelenie podľa kritéria trhovej kapitalizácie (cap) a sektoru (gics) zobrazuje tabuľka 1 udávajúca aj celkový počet spoločností za jednotlivé sektory, aj za jednotlivé trhové kapitalizácie.

Tab. 1 Počet spoločností podľa kritéria veľkosti trhovej kapitalizácie a sektoru (*Zdroj: vlastné spracovanie*)

gics \ cap	CS	CD	CoS	E	F	HC	I	IT	M	RE	U	Spolu
Veľká	18	42	32	23	65	46	67	50	27	29	30	429
Stredná	8	48	12	13	57	11	51	29	23	32	16	300
Malá	11	61	20	18	91	30	76	30	28	47	9	420
Spolu	37	151	64	54	213	87	194	109	78	108	55	1 150

Legenda: Jednotlivé skratky GICS sektorov postupne znamenajú: CS = Communication Services (komunikačné služby); CS = Consumer Discretionary (tovary luxusnej spotreby); CoS = Consumer Staples (tovary základnej spotreby); E = Energy (energie); F = Financials (finančníctvo); HC = Health Care (zdravotná starostlivosť); I = Industrials (priemysel); IT = Information Technology (informačné technológie); M = Materials (materiály); RE = Real Estate (nehnuteľnosti) a U = Utilities (verejné služby).

Článok sa opiera o päť skupín premenných sledovaných na kvartálnej báze:

- Päť premenných má funkciu regresandov (P/E pomer, P/B pomer, P/S pomer, P/FCF pomer a Tobinovo q).
- Dve premenné merajúce prístup k dividendovej politike sú kľúčové regresory (dividendový výplatný pomer a smerodajná odchýlka výplatného pomeru za 6 po sebe idúcich posledných kvartálov).
- Desať ďalších premenných je použitých ako regresory, z ktorých osem je firemne špecifických (kapitalizácia, priemyselná klasifikácia, celkové aktíva, Lernerov index, bežná likvidita, obrat aktív, dlhová hladina, rentabilita tržieb) a dva sú celoeconomické (neistota ekonomickej politiky a volatilita akciových trhov).
- Ďalších šesť makro premenných bolo použitých ako inštrumenty na riešenie možného problému endogenity medzi spôsobom, ako je meraná ekonomická neistota a volatilita akciových trhov (nezamestnanosť, zmena priemyselnej produkcie, zmena cenovej hladiny, úrokové sadzby, rast reálneho produktu, medzera výstupu) a medzi ukazovateľmi peňažného obsahu podielu.

Premenné skupiny (a.) majú endogénny charakter a sú vysvetľované simultánne. K endogénnym premenným pritom patria aj neistota ekonomickej politiky a volatilita akciových trhov. Naproti tomu, premenné skupiny (b.), väčšina premenných skupiny (c.) a premenné skupiny (d.) sú chápané ako exogénne. Zvolená množina premenných slúži na vysvetlenie metrík dividendovej politiky na multiples reprezentujúce relatívnu trhovú cenu a na Tobinovo q reprezentujúce vnútornú hodnotu podielu so zohľadnením vplyvu externých a interných premenných. Notáciu a pôvod premenných zobrazuje tabuľka 2.

Kategoriálne premenné *cap* a *gics* sú operacionalizované cez množinu umelých premenných a ich obmeny vyplývajú z tabuľky 1.

Tab. 2 Vymedzenie použitých premenných, ich definície a zdroj (*Zdroj: vlastné spracovanie*)

Notácia	Definícia a merná jednotka	Zdroj
pe	P/E pomer	Db
pb	P/B pomer	Db
ps	P/S pomer	Db
pfcf	P/FCF pomer	Db
q1994	Tobinovo Q	Db(D)
payout	Dividendový výplatný pomer (podiel)	Db
sd6_payout	Kľzavá smerodajná odchýlka ukazovateľa payout za 6 kvartálov	Db(D)
cap	Kategória trhovej kapitalizácie (malá, stredná, veľká)	SM
gics	Sektorová príslušnosť podľa GICS (11 kategórií odvetvia)	SM
tot_ass	Celkové aktíva (mil. reálnych US\$)	Db
lerner	Lernerov index	Db(D)
currat	Likvidita tretieho stupňa	Db
assetturn	Obrat aktív	Db(D)
debt2equity	Dlhová hladina	Db
ros	Rentabilita tržieb (podiel)	Db
epu	Index neistoty ekonomickej politiky (index)	B
emv_tracker	Replikant volatility akciového trhu (index)	B
unrate	Miera nezamestnanosti (relatívne)	FRED
indpro_change	Zmena indexu priemyselnej produkcie (kvartálne, relatívne)	FRED
cpi_change	Inflácia meraná indexom spotrebiteľských cien (kvartálne, relatívne)	FRED
rintrate1Y	Reálna jednoročná úroková sadzba štátnych dlhopisov (p.a., relatívne)	FRED
realgdp_gr	Tempo rastu reálneho HDP (kvartálne, relatívne)	FRED
gdp_gap	Medzera výstupu na báze reálneho HDP (relatívne)	FRED

Legenda: Označenie „Db“ reprezentuje Financial Data db (<https://financialdatadb.com/d/us-historical-financial-data>), „Db(D)“ reprezentuje hodnoty dopočítané na základe údajov z Financial Data db, skratka „SM“ reprezentuje Stock Market MBA (<https://stockmarketmba.com/>), symbol „B“ označuje Baker et al. (2016, 2019, <https://www.policyuncertainty.com/index.html>) a „FRED“ reprezentuje Federal Reserve Economic Data (<https://fred.stlouisfed.org/>). Poznámka: Objemové a pomerové ukazovatele sú odvodené z bilančných, súvahových a peňažnotokových položiek kvartálnych účtovných závierok. Lernerov index bol stanovený podľa Lindenbera a Rossa (1981), ktorí ho uvádzajú pre firmu s homogénnou produkciou ako podiel previsu tržieb nad prevádzkové náklady k prevádzkovým nákladom. V štandardnom výklade sa týmto meria konkurenčná schopnosť firmy, pričom originálny Lernerov index je definovaný ako podiel previsu ceny nad marginálne náklady k marginálnym nákladom.

Vytipované makroekonomické premenné reprezentujú úroveň a zmeny ekonomických podmienok, ktoré vplyvajú na každú spoločnosť. V prípade potreby boli tieto premenné deflované. Na jednej strane tieto makro faktory ovplyvňujú rozhodnutia manažmentu spoločnosti a prejavujú sa v jej súvahových položkách, resp. fundamentoch, ktorými sú tvorené jednotlivé multiples a ktoré sú vstupom pre výpočet Tobinovho *q*. Na druhej strane, a čo je pre ich zahrnutie do analýzy dôležitejšie, tieto podmienky ovplyvňujú interpretáciu a vnímanie vnútornej hodnoty účastníkmi trhu a následne sa prejavujú do trhovej ceny, ktorá vystupuje priamo alebo parciálne v čitateli Tobinovho *q* a jednotlivých multiples. Prevádzkové premenné, okrem *cap* a *gics*, majú interný vplyv na hodnotu. Zaradenie spoločnosti podľa trhovej kapitalizácie (*cap*) a sektoru (*gics*) sa taktiež podieľa na hodnotách multiples, napr. veľké spoločnosti s vysokou

trhovou kapitalizáciou môžu dosahovať vyššie hodnoty multiples ako malé spoločnosti alebo spoločnosti zaradené do finančného sektoru môžu dosahovať nižšie multiples ako spoločnosti zaradené do realitného sektora. Na vstupných dátach bola vykonaná winsorizácia kvôli odstráneniu vplyvu extrémne vysokých a nízkych pozorovaní. Ako uvádzajú Boďa a Úradníček (2020), tento proces zabezpečí, že sa práve tieto anomálne hodnoty upraví tak, aby sa odstránil ich zavádzajúci vplyv na skúmanú dátovú základňu. Princíp spočíva v tom, že všetky odľahlé hodnoty sa nastaví na vopred definovaný percentil. Pri väčšine premenných bola vykonaná obojstranná a pri premennej *sd6_payout* jednostranná winsorizácia. Nastavená hladina winsorizácie bola 90 %, čo znamená, že hodnotám, ktoré sa nachádzajú pod 5-tým percentilom je pridelená hodnota 5-teho percentilu a hodnotám, ktoré sa nachádzajú nad 95-tým percentilom je pridelená hodnota 95-teho percentilu. Pre vyššie uvedené premenné, okrem kategoriálnych premenných *cap* a *gics*, zobrazuje tabuľka 3 základnú deskriptívnu štatistiku, spolu s minimálnou a maximálnou hodnotu a taktiež aj s počtom pozorovaní.

Tab. 3 Deskriptívna štatistika použitých premenných po winsorizácii (Zdroj: vlastné spracovanie)

Premenná	Počet pozorovaní	Priemer	Smerodajná odchýlka	Minimum	Maximum	Medián
<i>pe</i>	68 015	18.554	16.580	-13.816	62.439	15.961
<i>pb</i>	68 015	2.915	2.204	0.721	9.228	2.160
<i>ps</i>	68 015	8.744	8.028	1.096	30.604	5.737
<i>pfcf</i>	68 015	38.754	104.755	-203.254	286.241	37.141
<i>q1994</i>	68 015	1.501	0.894	0.271	3.779	1.296
<i>payout</i>	68 015	0.461	0.534	-0.309	1.994	0.316
<i>sd6_payout</i>	63 858	0.530	0.701	0.000	2.210	0.190
<i>tot_ass</i>	68 015	2 266,846	3 649,345	57.106	14 384,385	660,760
<i>lerner</i>	68 015	0.133	0.115	0.000	0.415	0.110
<i>currat</i>	68 015	1.692	1.178	0	4.639	1.467
<i>assetturn</i>	68 015	2.965	2.561	0.787	10.917	2.073
<i>debt2equity</i>	68 015	0.713	0.681	0	2.599	0.532
<i>ros</i>	68 015	0.105	0.100	-0.039	0.361	0.079
<i>epu</i>	68 015	133.950	57.903	52.089	401.716	125.833
<i>emv_tracker</i>	68 015	0.074	11.449	-22.362	37.353	-1.095
<i>unrate</i>	68 015	0.057	0.018	0.036	0.130	0.053
<i>indpro_change</i>	68 015	0.001	0.005	-0.022	0.015	0.002
<i>cpi_change</i>	68 015	90.494	16.766	50.756	124.837	92.693
<i>rintrate1Y</i>	68 015	0.003	0.017	-0.030	0.043	-0.001
<i>rgdp_gr</i>	68 015	0.006	0.013	-0.085	0.079	0.006
<i>gdp_gap</i>	68 015	-0.015	0.019	-0.104	0.022	-0.013

Pri analýze bolo použitých celkovo 68 015 pozorovaní v prípade, že sa neuvažovala premenná *sd6_payout*, pretože výpočet smerodajnej odchýlky za 6 posledných kvartálov zredukoval disponibilný počet pozorovaní až na 63 858. Analýza bola teda vypracovaná pre 1 150 panelov kvartálnych dát, s priemernou dĺžkou panelu 59 kvartálov. Spoločnosť s najmenším počtom kvartálov mala

pozorovania iba za 1 kvartál a spoločnosť s najväčším počtom kvartálov mala pozorovania až za 135 kvartálov. V dátovej množine sa nachádzalo až 131 spoločností, ktoré mali počet pozorovaní nanajvýš 5 (hodnota prvého decilu) a 95 spoločností, ktoré mali počet pozorovaní najmenej 115 (hodnota deviateho decilu).

4 Model a výsledky

Modelovanie bolo založené na modeli panelových simultánných rovníc v štyroch variáciách podľa efektov aplikovaných na jednotlivé firmy: potenciálny spoločný efekt (keď dáta sú spojené dovedna bez rozlišovania efektov firiem), fixné efekty, náhodné efekty v implementácii Swamyho a Aroru (1972) a náhodné efekty v implementácii Nerloveho (1971). Presnejšie ide o panelový model zdanlivo nesúvisiacich regresíí (anglicky seemingly unrelated regressions, SUR). Bližšie detaily o modeli, vybrané algebrické vlastnosti a odhadovacie postupy sú pre čitateľa k dispozícii u Croissanta a Milla (2019, s. 64-68, s. 154-157). Tento text sa obmedzuje iba na základnú prezentáciu systému v *ideálnej* podobe:

$$y_{k,i,t} = \alpha_{k,i} + \beta'_k \mathbf{x}_{i,t} + \delta'_k \mathbf{z}_t + u_{k,i,t}, \quad k \in \{1, \dots, 5\}, i \in \{1, \dots, 1150\}, t \in T_i, \quad (3)$$

kde index k označuje rovnicu, index i označuje firmu a t je časový index, ktorý prebieha podľa potreby a dostupnosti firemných pozorovaní cez množinu T_i prislúchajúcu konkrétnej firme i . Symbolom y_k je označený P/E pomer (pre $k = 1$), P/B pomer (pre $k = 2$), P/S pomer (s $k = 3$), P/FCF pomer (s $k = 4$) a napokon Tobinovo q (s $k = 5$). Všetky rovnice majú pre tú istú firmu i v čase t tie isté firemne špecifické regresory $\mathbf{x}_{i,t}$ udávajúce jej konkrétne špecifické podmienky a tiež rovnaké makroekonomické veličiny \mathbf{z}_t spoločné všetkým firmám. Vektor $\mathbf{x}_{i,t}$ pozostáva z umelých premenných zodpovedajúcich cap a gics a z premenných $\log(\text{tot_ass})$, lerner , currat , assetturn , debt2equity , ros , payout a prípadne aj sd6_payout . Vektor \mathbf{z}_t je populovaný iba premennými epu a emv_tracker . Pravá strana rovnice obsahuje aj náhodnú zložku $u_{k,i,t}$, o ktorej sa predpokladá, že je generovaná ako nekorelované realizácie náhodnej veličiny s nulovou strednou hodnotou a konštantnou disperziou σ_k^2 takou, že $\sigma_k^2 > 0$. Predmetom záujmu sú konštantné neznáme regresné vektory β_k a δ_k diferencované podľa rovnice (tzn. $k \in \{1, \dots, 5\}$). Model (2) zahrňuje tieto špeciálne prípady:

- Spoločný (jednotný) efekt nastáva vtedy, keď $\alpha_{k,i} = \alpha_k$ pre $\forall i$ v každej rovnici $k \in \{1, \dots, 5\}$ a jednotlivé α_k sú konštanty.
- Fixný efekt nastáva v prípade, že $\alpha_{k,i}$ sú potenciálne rôzne pre $\forall i$ v každej rovnici $k \in \{1, \dots, 5\}$ a ide o konštanty.
- Náhodný efekt nastáva vtedy, keď v každej rovnici $k \in \{1, \dots, 5\}$ $\alpha_{k,i} \sim (\underline{\alpha}_{k,i}, \Gamma_k)$, kde $\Gamma_k > 0$, pričom jednotlivé $\alpha_{k,i}$ sú nekorelované s $u_{k,i,t}$ pre $\forall i$ a $\forall t$ v každej rovnici $k \in \{1, \dots, 5\}$. Samozrejme, $\underline{\alpha}_{k,i}$ a Γ_k sú konštanty.

Rovnice v (2) nie sú nezávislé, ale sú korelované. Pri spoločnom a fixnom efekte vzniká triviálny kompozitný chybový člen $\tau_{k,i,t} = u_{k,i,t}$ a pri náhodnom efekte je to $\tau_{k,i,t} = \alpha_{k,i} + u_{k,i,t}$. Predpokladá sa, že kompozitné chybové členy medzi rovnicami sú súbežne korelované. Pri odhadovaní sa používajú trojstupňové najmenšie štvorce (three-stage least squares, 3SLS) navrhnuté pre prípad simultánných rovníc s kompozitnými chybami Baltagim (1981), ktoré sa opierajú o počiatočné odhady buď získaných metódou Swamyho a Aroru (1972) alebo metódou Nerlova (1971).

Boli uvažované dve variácie modelu (2) podľa toho, či sa medzi regresormi $x_{i,t}$ uvažuje iba úroveň dividendovej politiky (payout) alebo úroveň dividendovej stability a jej stabilita (payout a `sd6_payout`). Podľa toho sú odhadnuté modely označované ako `Mo_I` alebo `Mo_II`. Simultánne rovnice bolo potrebné použiť, nakoľko medzi jednotlivými multiples a Tobinovým q existujú väzby, ktoré sa musia zohľadniť pri modelovaní, teda prihlíada sa na koexistenciu vzťahov medzi premennými. Rovnice vyjadrujú, že relatívna trhovú cenu (multiples) a relatívna vnútorná hodnota (Tobinovo q) závisia od dividendovej politiky, konkrétnych prevádzkovo-finančných podmienok a všeobecnejších makro-faktorov, ktoré sa môžu premietiť do celkovej neistoty.

Analýza bola realizovaná v programe R za použitia funkcionalít balíka `plm` (R Core Team, 2023, Croissant a Millo, 2008).

Kým model v rovnici (2) možno uvažovať v tejto podobe pre prípad spoločného efektu a náhodných efektov, pre situáciu s fixnými efektmi nie je aplikovateľný, pretože zahrnutie fixných efektov $\alpha_{k,i}$ v ľubovoľnej rovnici $k \in \{1, \dots, 5\}$ spolu s premennými `gics` a `cap` vedie k perfektnej kolinearite v dôsledku toho, že každá spoločnosť počas sledovaného obdobia má rovnakú sektorovú príslušnosť a rovnaký stupeň trhovej kapitalizácie. Jediné riešenie, ako odhadnúť model čo najviac podobný reprezentácii (2) s fixnými efektmi pre jednotlivé firmy, je vypustiť premenné `gics` a `cap` v každej rovnici, čo narušuje porovnateľnosť a vedie k určitej strate vypovedacej schopnosti. Práve pre spomenuté obmedzenie pri uvádzaní modelu (2) bolo použité slovné spojenie *ideálna* reprezentácia s italicou vyznačujúcou slovo ideálny.

Výsledky sú prezentované v tabuľke 4, ktorá obsahuje štandardný regresný výstup, kde okrem odhadov regresných koeficientov a informácie o ich signifikancii je uvedený aj (nekorigovaný) koeficient determinácie pre jednotlivé rovnice systému a pre celý systém. Korekcia koeficientu determinácie nebola potrebná, keďže každá rovnica má v rámci toho istého modelu (tzn. `Mo_I`, resp. `Mo_II`) a rovnakej jeho špecifikácie (spoločný efekt, fixné efekty a dva prístupy k náhodným efektom) rovnaký počet parametrov. Regresný výstup neobsahuje

iba odhady pre veľkostné kategórie premennej cap a odvetvové kategórie premennej gics, ale ani intercepty. Riadky pre kľúčové premenné, ktoré súvisia so samotným cieľom tohto článku, teda payout a sd6_payout, sú zvýraznené tučným písmom a ostatné výsledky sú prezentované chudým písmom.

Treba v tejto súvislosti znova zdôrazniť, že modely pre spoločný efekt a náhodné efekty sú plne porovnateľné a akurát diferencované z hľadiska obmedzení kladených na modelovanú realitu. Táto konštatácia plynie z toho, že za normálnych okolností je model s náhodnými efektmi najvšeobecnejší model, ktorý v "limitnom" prípade, keď náhodné efekty sú generované degenerovaným rozdelením, prechádza na spoločné efekty. Fixné efekty sú tiež všeobecnejšie a flexibilnejšie než spoločný efekt, ktorý sa získava, keď sú fixné efekty považované za identické a nerozdielne. Pri spoločnom efekte a náhodných efektoch model v skutočnosti obsahuje aj gics a cap, ale tieto nie sú vykázané, pre fixné efekty tieto premenné sú vypustené, a preto je tento model iba hrubý a "neporovnateľný", čo je škoda, pretože z kontextu dát vyplýva, že vhodnejšie sú fixné efekty. Ak existujú rozdiely medzi firmami, ktoré tvoria panel, tieto sú pre ne špecifické a dané a plynú z faktorov, ktoré neboli zahrnuté do modelovania. Vzhľadom na spomenutú nekompatibilitu nie sú ani vykazované výsledky Hausmanovho testu pre overovanie fixných efektov verzus spoločnému efektu, resp. náhodných efektov verzus fixnému efektu. Skutočnosť, že výsledky pre fixné efekty majú skôr rozširujúci než rozhodujúci charakter, je v tabuľke 4 vyznačená sivým písmom.

Tab. 4 Odhadnuté modely (Zdroj: vlastné spracovanie)

Model	SE	FE	NE(SA)	NE(NE)	SE	FE	NE(SA)	NE(NE)
	Mo_I (iba úroveň dividendovej politiky)				Mo_II (úroveň aj stabilita dividendovej politiky)			
P/E pomer								
log(tot_ass)	-1.243***	2.966***	1.433***	1.439***	-1.063***	3.190***	1.411***	1.419***
lerner	-14.489	-147.952***	-17.771	-21.293*	27.940*	-83.264***	27.854*	24.953*
currat	0.861***	1.106***	0.786***	0.802***	0.606***	0.815***	0.597***	0.611***
assetturn	-0.464**	-0.010	-0.339***	-0.338***	0.054	0.005	-0.306***	-0.306***
debt2equity	-0.117	-0.416	-0.263*	-0.258*	-1.118***	-0.353	-0.266*	-0.260*
ros	5.933	78.709***	8.817	10.687*	-25.503***	39.939***	-17.683**	-16.202**
epu	0.006***	-0.014**	-0.007***	-0.007***	0.009***	-0.011***	-0.004***	-0.004***
emv_tracker	-0.017***	-0.015***	-0.018***	-0.018***	-0.021***	-0.019***	-0.021***	-0.021***
payout	23.522***	24.937***	25.541***	25.524***	24.577***	26.139***	26.529***	26.518***
sd6_payout					-1.921***	-2.057***	-1.184***	-1.206***
R ²	0.520	0.546	0.596	0.596	0.530	0.585	0.617	0.617
# pozorovaní	68 015	68 015	68 015	68 015	63 858	63 858	63 858	63 858

Tabuľka pokračuje na ďalšej strane.

Pokračovanie tabuľky 4

Model	SE	FE	NE(SA)	NE(NE)	SE	FE	NE(SA)	NE(NE)
	Mo_I (iba úroveň dividendovej politiky)				Mo_II (úroveň aj stabilita dividendovej politiky)			
P/B pomer								
log(tot_ass)	-0.401***	0.386***	-0.103***	-0.101***	-0.401***	0.422***	-0.119***	-0.117***
lerner	19.075***	-14.834***	23.330***	22.532***	21.758***	-6.168	28.941***	28.124***
currat	-0.165***	-0.021	-0.118***	-0.115***	-0.197***	-0.064*	-0.151***	-0.147***
assetturn	0.389***	0.501***	0.395***	0.396***	0.425***	0.508***	0.412***	0.411***
debt2equity	0.315***	0.577***	0.636***	0.637***	0.266***	0.605***	0.637***	0.639***
ros	-7.559***	12.686***	-7.721***	-7.297***	-9.234***	7.726***	-10.352***	-9.935***
epu	0.002***	-0.002***	0.000*	0.000**	0.002***	-0.002***	0.000*	0.000*
emv_tracker	-0.001*	-0.001	-0.002*	-0.002**	-0.002*	-0.001	-0.002*	-0.002**
payout	0.077***	-0.072*	0.111***	0.107***	0.055**	-0.013	0.118***	0.115***
sd6_payout					0.018	-0.175***	0.104***	0.098***
R ²	0.247	0.102	0.339	0.280	0.303	0.390	0.433	0.361
# pozorovaní	68 015	68 015	68 015	68 015	63 858	63 858	63 858	63 858
P/S pomer								
log(tot_ass)	-0.347***	2.470***	1.007***	1.010***	-0.352***	2.607***	0.997***	1.003***
lerner	27.891***	-89.186***	35.164***	33.422***	31.945***	-51.386***	60.169***	57.951***
currat	0.185***	0.605***	0.272***	0.280***	0.117*	0.399***	0.113*	0.124**
assetturn	0.188*	0.166***	-0.144***	-0.144***	0.246***	0.148**	-0.126***	-0.126***
debt2equity	-0.632***	-0.422***	-0.282***	-0.279***	-0.778***	-0.354**	-0.306***	-0.300***
ros	21.142***	62.097***	-4.366	-3.443	20.403***	40.957***	-16.468***	-15.341***
epu	0.012***	-0.001*	0.006***	0.006***	0.012***	0.000	0.006***	0.006***
emv_tracker	-0.007***	-0.004*	-0.006***	-0.006***	-0.008***	-0.005**	-0.008***	-0.008***
payout	1.291***	-0.012	0.581***	0.572***	1.168***	0.247***	0.659***	0.651***
sd6_payout					0.594***	-0.541***	0.343***	0.325***
R ²	0.621	0.090	0.238	0.217	0.634	0.126	0.272	0.247
# pozorovaní	68 015	68 015	68 015	68 015	63 858	63 858	63 858	63 858
P/FCF pomer								
log(tot_ass)	1.378*	15.353***	8.461***	8.426***	1.395*	15.160***	8.362***	8.274***
lerner	525.641***	234.897	620.324***	617.112***	597.000***	444.387*	622.753***	671.003***
currat	-1.976*	0.290	-0.200	-0.185	-2.942**	-1.156	-0.628	-0.865
assetturn	4.625**	0.653	-0.686	-0.684	5.478***	0.676	-0.499	-0.487
debt2equity	-15.810***	-4.208	-3.527**	-3.541**	-17.466***	-4.864*	-4.126**	-4.259**
ros	-233.201**	-46.946	-253.896***	-252.150***	-279.515***	-153.685	-247.532***	-272.055***
epu	0.053***	-0.018	0.013	0.013	0.053***	-0.015	0.011	0.011
emv_tracker	-0.057	-0.054	-0.062*	-0.062*	-0.057	-0.060	-0.063	-0.064*
payout	3.036***	0.938	2.837**	2.828**	3.158**	1.930	2.661*	2.842**
sd6_payout					0.241	1.396	2.857**	3.237**
R ²	0.033	0.008	0.022	0.021	0.034	0.009	0.020	0.023
# pozorovaní	68 015	68 015	68 015	68 015	63 858	63 858	63 858	63 858

Tabuľka pokračuje na ďalšej strane.

Dokončenie tabuľky 4

Model	SE	FE	NE(SA)	NE(NE)	SE	FE	NE(SA)	NE(NE)
	Mo_I (iba úroveň dividendovej politiky)				Mo_II (úroveň aj stabilita dividendovej politiky)			
Tobinovo Q								
log(tot_ass)	-0.265***	0.018	-0.133***	-0.133***	-0.253***	0.041***	-0.131***	-0.130***
lerner	-3.931***	-19.993***	-5.031***	-5.183***	-2.413**	-13.490***	-0.442	-0.594
currat	0.003	0.014	-0.028***	-0.027***	-0.009	-0.015*	-0.048***	-0.047***
assetturn	-0.106***	0.022**	-0.010***	-0.010***	-0.088***	0.019***	-0.009***	-0.009***
debt2equity	0.180***	0.013	0.021**	0.021**	0.146***	0.026*	0.024***	0.024***
ros	5.191***	12.434***	4.420***	4.500***	4.221***	8.640***	1.896***	1.973***
epu	0.001***	-0.001***	0.000*	0.000	0.001***	-0.001***	0.000	0.000
emv_tracker	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000*	0.000*
payout	0.065***	-0.101***	-0.031***	-0.031***	0.062***	-0.050***	-0.003	-0.004
sd6_payout					-0.019**	-0.153***	-0.051***	-0.052***
R ²	0.276	0.007	0.049	0.048	0.311	0.012	0.072	0.071
# pozorovaní	68 015	68 015	68 015	68 015	63 858	63 858	63 858	63 858
Celý model (všetkých 5 rovníc)								
R ²	0.498	0.166	0.311	0.313	0.542	0.209	0.342	0.333

Legenda: Stĺpce s výsledkami označujú postupne spoločný efekt (SE), fixné efekty (FE) a dve rôzne variácie náhodných efektov (NE(SA) a NE(NE)). Pri vyznačovaní signifikancie regresných parametrov bola rešpektovaná konvencia zaužívaná pre p-hodnoty v intervalovom členení: 0 *** 0.001 ** 0.01 * 0.05 * 0.1.

Napokon treba upozorniť, že koeficienty determinácie uvádzané v tabuľke pre fixné efekty ani náhodné efekty nezohľadňujú v súlade s bežnou konvenciou vôbec odhady fixných efektov a ani predikcie náhodných efektov, čím vlastne podhodnocujú vysvetľovaciu silu plného modelu. Obmedzujú sa na meranie vysvetľovacej sily firemne špecifických regresorov $x_{i,t}$ a makro veličín z_t vzhľadom na relatívnu trhovú cenu a relatívnu hodnotu.

Výsledky v tabuľke 4 nie sú plne uniformné a preukazujú sa v niektorých prípadoch rozdiely pri fixných efektoch, ktoré by mali byť za obvyklej situácie smerodajné, ale prezentované výsledky sú vlastne iba informatívne. Obzvlášť sú badateľné rozdiely vo vplyve dividendovej politiky na jednotlivé multiples a Tobinovo q. Ohľadom dividendovej politiky možno uviesť nasledujúce súborné zistenia:

1. Dividendová politika svojou úrovňou výplatného pomeru ovplyvňuje výšku každého multiple, teda P/E, P/B, P/S aj P/FCF. Znamienka regresných koeficientov pri payout pri spoločnom efekte aj náhodných efektoch sú kladné a štatisticky signifikantné. Samozrejme, intenzita vplyvu premietnutá do absolútnej veľkosti regresného koeficientu, je do značnej miery úmerná hodnotovej úrovni príslušného multiple. Napr. v tabuľke 3 vidno, že P/B pomer v sledovanom súbore má priemernú hodnotu 2.915, zatiaľ čo regresný koeficient pri náhodných efektoch v Mo_I je iba 0.111 pre NE(SA) a 0.107 pre NE(NE). Naproti tomu P/FCF pomer je v priemere až 38.754 a regresný koeficient v modeli Mo_I je 2.837 pri náhodných efektoch NE(SA) a 2.828 pri

náhodných efektoch $NE(NE)$. Napriek tomu touto "technikou", tzn. porovnaním odhadov regresného koeficientu s priemernou hodnotou sledovaného multiple, sa ukazuje, že najviac na dividendovú politiku reaguje P/E pomer a relatívne najslabšie P/B pomer, hoci medzi P/E, P/S a P/FCF pomerom nie je nejaký obzvlášť výrazný rozdiel v reakcii na dividendovú politiku. Signály z dividendovej politiky sa takto najmohutnejšie prelievajú do najsledovanejšieho ukazovateľa v uvažovanej skupine, teda P/E pomeru.

2. Nestabilita dividendovej politiky vplýva nepriaznivo na výšku P/E pomeru, ale priaznivo na výšku ostatných troch multiples, P/B, P/S a P/FCF pomer. Regresné koeficienty pri $sd6_payout$ pri P/E sú signifikantne záporné, ale pri ostatných multiples už kladné, hoci insignifikantné v dvoch prípadoch pri spoločnom efekte. Kým negatívny vplyv variability dividendového výplatného pomeru je pochopiteľný, zistený kladný vplyv pri troch multiples nie je hneď zjavný. Môže to súvisieť s tým, že jednak P/E pomer je najúzkostlivejšie sledovaný a monitorovaný celým trhom, aj laickým, nielen profesionálnym investorom, a tak každý signál sa hneď premieta do neho, v tomto prípade negatívne. Ďalej to môže prameniť z toho, že smerodajná odchýlka použitá pri analýze je symetrickou mierou variability a jednotlivé multiple môžu reagovať asymetricky na rekonfiguráciu dividendovej politiky smerom k vyššej výplate, resp. nižšej výplate. Smerodajná odchýlka $sd6_payout$ túto informáciu nevie poskytnúť, pretože nerozlišuje nárasty a poklesy dividendového výplatného pomeru.
3. Je veľmi neuspokojivé, že výsledky ohľadom Tobinovho q sú zmiešané pre Mo_I aj pre Mo_II , čo sa týka vplyvu úrovne dividendovej politiky na výšku Tobinovho q . Regresný koeficient pri spoločnom efekte je štatisticky signifikantný kladný, kým pri náhodných efektoch sú koeficienty záporné. Je však zjavné, že náhodné efekty napriek potenciálnej nekonzistentnosti lepšie zodpovedajú realite, a tak pravdepodobne je vplyv dividendovej politiky záporný na tvorbu relatívnej hodnoty. Nepriaznivo pôsobí nielen výplata dividendovej politiky, ale aj jej neistota meraná $sd6_payout$. Regresné koeficienty pri tejto premennej v Mo_II sú všetky signifikantné a záporné.

Pokiaľ však ide o ostatné sledované determinanty, ktoré mali skôr status kontrolných premenných, sú výsledky pomerne diferencované. Tabuľka 5 bola zostavená na základe výsledkov tabuľky 4 a uvádza smer príslušnej kontrolnej premennej vo vektoroch $x_{i,t}$ a z_t , vrátane oboch ukazovateľov dividendovej politiky. Pri zostavovaní boli smerodajné výsledky špeciálne pre náhodné efekty, aby sa potlačila prípadná nejednoznačnosť. Žiaľ, sotva na základe zostaveného prehľadu stanoviť nejaké všeobecné závery. Zrejme to súvisí s tým, že každý z regresorov charakterizujúcich prevádzkové podmienky alebo makro vplyvy

pôsobí iným spôsobom a inými mechanizmami postupne na výsledok hospodárenia (P/E pomer), účtovnú hodnotu vlastného imania (P/B pomer), tržby (P/S pomer), peňažný tok generovaný operáciami podniku (P/FCF pomer), resp. celkové aktíva a kapitálovú štruktúru (Tobinovo q). Jediné regresory, kde sa prejavuje väčšinovo systematický vplyv, sú ukazovatele dividendovej politiky, payout a $sd6_payout$.

Tab. 5 Sumárne zhrnutie vplyvu podľa výsledkov v tabuľke 4 (Zdroj: *vlastné spracovanie*)

Rovnica	P/E pomer	P/B pomer	P/S pomer	P/FCF pomer	Tobinovo q
log(tot_ass)	+	-	+	+	-
lerner	?	+	+	+	?
currat	+	-	+	x	-
assetturn	-	+	-	x	-
debt2equity	-	+	-	-	+
ros	?	-	?	-	+
epu	-	+	+	x	x
emv_tracker	-	-	-	x	x
payout	+	+	+	+	-
sd6_payout	-	+	+	+	-

Poznámka: Pri spracovaní výsledkov rozhodujúce kritérium boli výsledky pre náhodné efekty NE(SA) a NE(NE). Legenda: symbol "+" znamená kladný vplyv, symbol "-" záporný vplyv, symbol "x" žiadny vplyv a nakoniec symbol "?" reprezentuje neurčité výsledky medzi modelmi Mo_I a Mo_II.

5 Diskusia a závery

Článok je venovaný v súčasnosti trochu opomínanej otázke, ako dividendová politika pôsobí na firmu v oblasti tvorby hodnoty. Zatiaľ čo v teórii podnikových financií jestvuje konsenzus, že dividendová politika je dôležitá pre firemné riadenie – alebo ide aspoň o mainstreamový názor –, tak nie je konsenzus, aký konkrétny vplyv má dividendová politika na tvorbu hodnoty. Článok je koncipovaný ako prípadová štúdia firiem obchodovaných na akciových burzách v Spojených štátoch amerických a zastúpených v indexe S&P Composite 1500®. Tvorba hodnoty je operacionalizovaná (menej presne) ako relatívna tržová cena skrze multiples a relatívna vnútorná hodnota skrze Tobinovo q. Latentne sa teda vychádza z premisy, že finančný trh s veľkým počtom účastníkov na strane dopytu a ponuky s intenzívnym obchodovaním a dostatočnou úrovňou likvidity je schopný odhadnúť vnútornú hodnotu, a tak priemerná cena, za ktorú sa obchoduje, je v dlhodobom horizonte blízka vnútornej hodnote, resp. okolo nej osciluje. Toto je práve primerané pre americký akciový trh, ktorý sa blíži azda najviac predstavám eficientného trhu.

Ekonometrická analýza bola vypracovaná pre model simultánných rovníc v dvoch rámcových variáciách zostavených podľa toho, či bola rozlišovaná iba úroveň dividendovej politiky (Mo_I), alebo aj jej variabilita či nestabilita (Mo_II). Úroveň výplatného pomeru bola v článku meraná výškou výplatného pomeru a stabilita bola meraná cez kĺzavú smerodajnú odchýlku výplatného pomeru za

posledných šesť po sebe idúcich mesiacov. Odhadnuté modely s dátami pre 1 150 firiem vyplácajúcich dividendy za obdobie Q4/1988 do Q3/2022 ukázali, že dividendová politika ovplyvňuje relatívnu trhovú cenu aj vnútornú hodnotu.

Výplata dividend konzistentne zvyšuje relatívnu trhovú cenu reprezentovanú všetkými štyrmi multiples, P/E, P/B, P/S a P/FCF pomer, a znižuje relatívnu trhovú hodnotu reprezentovanú Tobinovým q . Toto znamená, že firmy, ktoré vyplácajú (vyššie) dividendy (v zmysle výplatného pomeru, teda relatívne k vyprodukovanému výsledku), majú vyššie multiples, ale nižšiu relatívnu trhovú hodnotu. Zvyšovaním dividendovej výplaty sa podiely firmy stávajú viac "rastovejšie", keďže asociované multiples sa zvyšuje, a to na úkor (skutočnej) hodnoty, ktorá sa znižuje. Hodnotovo orientované investovanie sa zakladá na investovaní do podielov s nižšími hodnotami multiples, z čoho vychádza fundamentálny skrining. Fundamentálny skrining odporúča kupovať podiely s nižšími hodnotami multiples (hodnotové podiely) a predávať podiely s vyššími hodnotami multiples (rastové podiely). Keďže vyplácanie dividend je pozitívne korelované s hodnotami všetkých štyroch sledovaných multiples a negatívne korelované s Tobinovým q , znamená to, že hodnotový investor by mal prioritne preferovať podiely nevyplácajúce dividendy alebo iba s veľmi nízkou úrovňou dividendového výplatného pomeru. Vyplácanie dividend je skôr konzistentné s rastovým profilom podielov, ktoré majú hodnoty multiples vysoké.

Neistota dividendovej politiky však znižuje rastový potenciál podielov, aspoň pokiaľ ide o ich identifikáciu cez P/E. Paradoxne, toto ale neplatí pre pomery P/B, P/S a P/FCF, ktoré sú naviazané buď na kumulovaný alebo neredukovaný objem výkonov či na peňažné toky.

Výsledky popierajú dividendovú neutralitu presadzovanú Millerom a Modiglianím (1961). Výplata dividend znižuje hodnotu podielov vnímanú trhom, čo indikuje platnosť antidividendových teórií v oblasti dividendovej politiky. Stabilná dividendová politika vychádza z prodividendovej teórie a investori, ktorí investujú do podielov spoločností so stabilnou dividendovou politikou sú názoru, že zvýšenie dividend zvyšuje hodnotu spoločnosti. Vlastníci takýchto podielov vo všeobecnosti pred rastom hodnoty firmy, resp. rastom kapitálového zisku uprednostňujú skôr vyplácanie dividend. Pasívna reziduálna dividendová politika vychádza z teórie dividendovej neutrality a investori, ktorí investujú do podielov spoločností so pasívnou reziduálnou dividendovou politikou sú názoru, že výška dividend nemá žiadny vplyv na hodnotu spoločnosti. Vlastníkom takýchto podielov je vo všeobecnosti jedno, či dostanú danú sumu vo forme dividend alebo vo forme kapitálového zhodnotenia. Dividendová politika nulových dividend vychádza z antidividendovej teórie a investori, ktorí investujú do podielov spoločností s dividendovou politikou nulových dividend, sú názoru,

že zvýšenie dividend znižuje hodnotu spoločnosti. Vlastníci takýchto podielov vo všeobecnosti pred vyplácaním dividend uprednostňujú skôr rast hodnoty firmy, resp. rast kapitálového zisku.

Napokon, je neuspokojivé, že analýza nezistila pre regresory charakterizujúce prevádzkové podmienky a makroekonomické prostredie konzistentný vzorec vplyvu na multiples alebo na Tobinovo q . Napriek tomu odporúčania v oblasti preselekčných investičných stratégií sú jednoznačné.

6 Literatúra

- Baker, H. (2009). *Dividends and dividend policy*. Hoboken (NJ): Wiley.
- Baker, S. R. et al. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636.
- Baker, S. et al. (2019). Policy news and stock market volatility. National Bureau of Economic Research: Working papers 25720. Dostupné na internete: <https://www.nber.org/papers/w25720>.
- Baltagi, B. H. (1981). Simultaneous equations models with error components. *Journal of Econometrics*, 17, 189-200.
- Boďa, M., Úradníček, V. 2020. Methodology of industry statistics: averages, quantiles, and responses to atypical values. *E a M: Economics and Management*, 23(3), 120–137.
- Chung, K. H., Pruitt, S. W. (1994). A simple approximation of Tobin's q . *Financial Management*, 23(3), 70–74.
- Croissant, Y., Millo, G. (2008). Panel data econometrics in R: The plm package. *Journal of Statistical Software*, 27(2), 1-43.
- Croissant, Y., Millo, G. (2019). *Panel data econometrics with R*. Hoboken (NJ): Wiley.
- Damodaran, A. (2012). *Investment valuation: Tools and techniques for determining the value of any asset*. Hoboken (NJ): Wiley.
- Davidson, I., Webber, N. (2015). Dividend policy. In: Cooper, C. L., Paudyal, K. (eds.) *Wiley encyclopedia of management*. Volume 4, Finance 3. vyd. Hoboken (NJ): Wiley.
- Farrar, D. Selwyn, L. (1967). Taxes, corporate policy, and return to investors. *National Tax Journal*, 20, 444–454.
- Graham, B., Dodd, D. L. (1951). *Security analysis*. 3. vyd. New York: McGraw-Hill, 784 s.
- He, Y. et al. (2022). Booming or sinking: How does an emission trading scheme affect enterprise value? *Chinese Journal of Population, Resources and Environment* 20, 227–236.
- Kaldor, N. C. (1966). Marginal productivity and the macro-economic theories of distribution: Comment on Samuelson and Modigliani. *The Review of Economic Studies*, 33(4), 309–319.
- Kráľovič, J., Vlachynský, K. (2011). *Finančný manažment*. Bratislava: Wolters Kluwer, 468 s.
- Lindenberg, B. E., Ross, A. S. (1981). Tobin's q ratio and industrial organization. *The Journal of Business*, 54(1), 1–32.

- Miller, M. H., Modigliani, F. (1961). Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *The Journal of Business*, 34(4), 411–433.
- Nerlove, M. (1971). Further evidence on the estimation of dynamic economic relations from a time series of cross sections. *Econometrica*, 39(2), 359–382.
- Penman, H. S. (2012). *Financial statement analysis and security valuation*. 5. vyd. New York: McGraw-Hill, 768 s.
- Perfect, S. B., Wiles, K. W. (1994). Alternative constructions of Tobins's q: An empirical comparison. *Journal of Empirical Finance*, 1(3-4), 313–341.
- R Core Team (2023). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, <https://www.R-project.org/>.
- Swamy, P. A. V. B., Arora, S. S. (1972). The exact finite sample properties of the estimators of coefficients in the error components regression models. *Econometrica*, 40(2), 261–275.
- Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15–29.
- Watson, D., Head, A. (2016). *Corporate finance: Principles and practice*. 7. vyd. Harlow (UK): Pearson Education, 520 s.

Jak stáhnout data z webové stránky pomocí programového systému SAS

How to scrape data from a web page using the SAS software system environment

Roman Pavelka

Štatistický úrad Slovenskej republiky, Odbor metód štatistických zisťovaní, Lamačská cesta 3, 840 05 Bratislava, Slovenská republika

Statistical Office of the Slovak Republic, Statistical Surveys and Methodology Department, Lamačská cesta 3, 840 05 Bratislava, Slovak Republic

roman.pavelka@statistics.sk

Abstrakt: *Internet je bohatý na data a informácie. Veľká časť týchto dát existuje pouze na webových stránkách, ktoré jsou navrženy tak, aby je lidé procházeli a četli. Když výzkumníci-analytici chtějí použít techniky datové vědy k analýze informací z Internetu, chtějí v mnoha případech shromažďovat a analyzovat tato data. A jedinou efektivní cestou k získání dat z Internetu je přejít k tzv. webscrapingu. Příspěvek ukazuje použití programového systému SAS k webscrapingu pro zefektivnění analýzy informací jednodušším propojením s analytickým vybavením systému SAS.*

Abstract: *The Internet is rich in data and information. Much of this data only exists on websites that are designed for people to browse and read. When research analysts want to use data science techniques to analyse information from the Internet, they often want to collect and analyse that data. In addition, the only effective way to get data from the Internet is to go to the so-called web scraping. The paper demonstrates usability of the SAS software system for web scraping to make analysis of information more efficient by simpler connection with the analytical equipment of the SAS system.*

Klíčové slova: *internet, programový systém SAS, syntaktická analýza, webscraping.*

Key words: *internet, parsing, program system SAS, web scraping.*

1 Úvod

Webscraping je zpravidla založen na použití programu k načtení obsahu webové stránky, "prosévání" tohoto načteného obsahu pomocí funkcí syntaktické analýzy textu, tzv. parsování a ukládání informací a dat do strukturovaných datových polí.⁵ Výsledkem webscrapingu jsou tedy data uložená do struktury, která usnadňuje jejich analýzu. Webscraping je možný nejen použitím tzv. klasických programů jako je Python nebo R, ale také i programovým systémem SAS. Pro stahování informací z webových stránek uživatelé programů

⁵ Parsování (nebo také parsing) je slangový výraz pro syntaktickou analýzu textu. V informatice a v lingvistice se tak nazývá proces analýzy posloupnosti formálních (textových) prvků s cílem určit jejich gramatickou strukturu vůči předem dané (byť ne nutně explicitně vyjádřené) formální (textové) gramatice.

Python a R mohou využívat specializované balíčky jako součásti uvedených programů. Obdobnými funkcionalitami pro webscraping je vybaven také i programový systém SAS, o čemž mnozí jeho uživatelé často ani neví. Pro účely webscrapingu je již dobře vhodně vybaven základní programový modul SAS (označovaný jako SAS/BASE) bez nutnosti dalších speciálních programových doplňků.

Pro stahování informací z webových stránek programový modul SAS/BASE je vybaven následujícími funkcionalitami (Hemendinger, 2017):

- načtení obsahu zájmové webové stránky s požadovanými daty,
- syntaktická analýza zdrojového obsahu načtené webové stránky (tzv. parsing) a uložení informací do strukturované podoby,
- možnost opakovaného načítání webových stránek nutných pro sesbírání kompletní sady dat.

Jednotlivé funkcionalitami programovacího jazyka SAS pro výše uvedené kroky stahování dat z webových stránek jsou uvedeny v tabulce 1.

Tab. 1 Postup pro stahování webových stránek a odpovídající funkcionality jazyka SAS (*Zdroj: vlastní zpracování*)

Etapy stahování obsahu webových stránek	Vhodná funkcionalita jazyka SAS
Získání obsahu webové stránky	Globální příkaz FILENAME a procedura HTTP
Syntaktická analýza (parsing) obsahu stránky	DATA krok s funkcemi syntaktické analýzy textu (např. FIND, SCAN a regulárními výrazy)
Možnost opakovaného načítání webových stránek	Jazyk maker SAS (např. cykly %DO %UNTIL) nebo DATA krok pro generování více iterací načítání/analýzy načteného obsahu

V následujících částech tohoto článku budou jednotlivé postupy při stahování informací z webových stránek a jejich uložení do strukturované podoby vysvětleny podrobněji včetně jednoduchých názorných příkladů programové syntaxe jazyka SAS.

2 Jak stahovat obsah WWW stránek pomocí globálního příkazu FILENAME

Příkaz FILENAME má velmi jednoduchý účel – vytvoření symbolického odkazu na externí soubor nebo zařízení. Samotný příkaz nezpracovává žádná data, nespécifikuje formát nebo tvar datové sady ani přímo nevytváří výstup určitého typu. Přesto je tento jednoduchý příkaz významným konstruktem, který umožňuje programům SAS spolupracovat s okolním prostředím mimo programový systém SAS. Příkaz FILENAME prostřednictvím specifikace vhodného typu zařízení umožňuje symbolicky odkazovat na soubory na externím disku, komunikovat s FTP serverem, odesílat e-mailové zprávy a integrovat data

z externích programů a procesů – včetně místního operačního systému a vzdálených webových služeb (Schacherer, 2012).

Podle dokumentace programového systému (SAS Institute, 2017a, s. 101-106) je syntaxe globálního příkazu FILENAME následující:

```
FILENAME fileref <zařízení-typ> <'externí-soubor'> <parametry>.
```

Toto je základní syntaxe k asociaci externího souboru nebo zařízení k symbolickému odkazu *fileref*. Příkaz také umožňuje výpis nebo vymazání již existujících symbolických odkazů. Úplnou syntaxi globálního příkazu FILENAME včetně volitelných parametrů lze dohledat v originální dokumentaci k programovému systému SAS.

Jakmile je vytvořeno spojení mezi fyzickým souborem nebo zařízením a symbolickým odkazem *fileref*, může být přístup v DATA kroku nebo procedurách k připojenému souboru nebo zařízení prováděn přes symbolický odkaz *fileref* podle potřeby, aniž by bylo nutné znovu spouštět příkaz FILENAME.

V rámci programového systému SAS se pro přístup na internet používá příkaz FILENAME pro typ zařízení URL⁶ a SOCKET⁷. Zvládne přenosový protokol HTTP i HTTPS (Hypertext Transfer Protocol Secure) a také webové stránky, které vyžadují ověření⁸ (například uživatelské jméno/heslo). Základním typem zařízení v přístupu na webové stránky je zařízení typu URL. Použití zařízení typu URL v globálním příkaze FILENAME je základním pro přístup k obsahu webové stránky, a to výlučně pomocí metody GET⁹. Dotazovací metodu POST¹⁰ umožňuje

⁶ URL, zkratka pro Uniform Resource Locator („jednotný lokátor zdroje“), běžně webová adresa je řetězec znaků, který slouží k přesné specifikaci umístění zdrojů informací na Internetu. Nejběžnějším zdrojem je webová stránka (protokol http/https), ale používá se i řada dalších, například sdílené úložiště souborů (ftp) nebo e-mailová schránka (mailto). V internetovém prohlížeči se zadává a zobrazuje v adresním řádku.

⁷ Síťový socket (anglicky network socket) je v informatice koncový bod připojený přes počítačovou síť. S rozvojem internetu většina komunikace mezi počítači používá rodinu protokolů TCP/IP. Vlastní přenos zajišťuje IP protokol, a proto je používáno i označení internetový socket. Socket je odkaz, který může program použít při volání síťového rozhraní pro programování aplikací (API), například ve funkci „odeslat tato data na tento socket“.

⁸ Při ověření přístupu neboli autentizaci (v překladu basic access authentication) webový server vyzve pomocí protokolu HTTP přistupujícího klienta (typicky webový prohlížeč), aby poslal v rámci požadavku na stránku také autentizační informace (tj. jméno a heslo). Jméno a heslo je zasláno jako jeden textový řetězec. Výsledný řetězec je poté zakódován metodou Base64 a odeslán v rámci HTTP požadavku.

⁹ Metoda GET je v informatice jedna z dotazovacích metod HTTP protokolu, kterou webový prohlížeč (klient) získává webovou stránku (nebo jiný objekt – například obrázek) z webového serveru. Označuje též jednu z dvou metod předávání metaproměnných z webového formuláře na webový server, kde mohou být informace zpracovány (například PHP skriptem).

¹⁰ Metoda POST odesílá uživatelská data na server. Používá se například při odesílání formuláře na webu. S předaným objektem se pak zachází podobně jako při metodě GET. Data může odesílat i metoda

příkaz FILENAME výlučně jen s typem zařízení SOCKET (SAS Institute, 2017b, s. 106-111). Nevýhodou tohoto přístupu na internet je však podrobnější znalost síťových internetových protokolů (Allen, 2017).

Příkladem použití příkazu FILENAME pro získání informací z Internetu ilustruje následující sekvence příkazů programovacího jazyka SAS:

```
%let dataCube = as1001rs;      /*Obyvatelstvo a charakteristiky věku*/
%let Obdobi = 2021;          /*Rok*/
%let Ukazatel = UKAZ02,UKAZ03,UKAZ04;    /*Sledovaný ukazatel*/
%let Sex = /*POH0,*/POH1,POH2;    /*Pohlaví - Muži Ženy*/

filename SUSR url
"https://data.statistics.sk/api/v2/dataset/%superq(dataCube)/%superq(Obdobi)
/%superq(Ukazatel)/%superq(Sex)?lang=sk%nrstr(&type)=csv";
proc format ;
    value $pohlavi
        'POH1'='Muž'
        'POH2'='Žena';
    value $VekKat
        'UKAZ02'='do 14 let'
        'UKAZ03'='15 až 64 let'
        'UKAZ04'='nad 65 let';
data work.Tab;
    length Rok $4 Kod1 $8 Kod2 $8 Value 8;
    infile SUSR dlm=";" firstobs=8 dsd;
    input Rok$ Kod1$ Kod2$ value;
    if not missing(Rok) then output;
    format Kod2 $pohlavi.;
run;
filename SUSR clear;
options locale=sk_sk;
proc tabulate data=work.Tab f=nlnum10.0;
    class Rok Kod1 Kod2;
    var Value;
    table
        Rok='*' (Kod2=' ' all='SPOLU'),
        Kod1='*' Value='*' sum=' ' / nocellmerge box="&dataCube.";
    format Kod1 $VekKat.;
run;
options locale=en_us;
```

Příkazem FILENAME jsou z webových stránek Statistického úřadu SR načteny vybrané údaje z databáze DATAcube do znakového řetězce pojmenovaného symbolickým jménem SUSR. Znakový řetězec obsahuje údaje věkových charakteristik obyvatelstva z datové struktury (tzv. datové kostky) označené *as1001rs* za období roku 2021 v rozdělení podle pohlaví na muže a ženy. Specifikace požadovaných údajů se předává dotazovací metodou GET pomocí řetězce URL protokolem *https*. Odezvou z webových stránek Statistického úřadu

GET, metoda POST se však používá pro příliš velký objem dat (více než 512 bajtů, což je velikost požadavku GET), nebo pokud není vhodné přenášet data zobrazit jako součást URL (data předávaná metodou POST jsou obsažena v HTTP požadavku).

SR jsou požadované informace předané ke zpracování do DATA kroku. Pro komunikaci je na straně serveru využíváno *aplikační programové rozhraní* (ve zkratce API), což umožňuje přenášet data ve strukturované podobě a syntaktická analýza přenášeného textu v DATA kroku není potřebná. Tímto způsobem přes API je možné získávat do programového systému SAS strukturovaná data i složitějších rozměrů pro sofistikovanější datové analýzy. Výsledkem činnosti výše uvedené syntaxe je tabulka 2 s rozdělením obyvatelstva podle věkové struktury.

Tab. 2 Věková struktura obyvatelstva získaná příkazem FILENAME z databáze Statistického úřadu Slovenské republiky (*Zdroj: vlastní zpracování*)

	as1001rs	do 14 let	15 až 64 let	nad 65 let
2021	Muž	446 781	1 831 411	379 711
	Žena	426 015	1 785 547	565 247
	SPOLU	872 796	3 616 958	944 958

Posloupnost příkazů programového jazyka SAS na další straně je typickým příkladem stahování obsahu webové stránky, sémantická analýza staženého textu a vytvoření strukturovaných dat z obsahu webové stránky o důvěře spotřebitelů *Consumer Confidence*¹¹.

Globálním příkazem FILENAME se načte obsah webové stránky, jejíž adresa je uvedena za parametrem URL, do textového řetězce a přidruží se k symbolickému názvu *output*. Pomocí tohoto názvu může systém SAS programově přistupovat a manipulovat s načteným obsahem webové stránky v podobě řetězce. Příkazem INFILE se získaný textový řetězec začíná zpracovávat operacemi v DATA kroku. Pro správné strukturování získaného obsahu webové stránky je nutná syntaktická analýza textu. K tomuto účelu slouží DATA krok, jehož funkce na základě značek a orientačních bodů (tzv. tagů) HTML kódu vyhledají požadované informace a vytvářejí jejich požadovanou strukturu. V uvedeném příkladu úlohou DATA kroku je vyhledat tabulku (pokud existuje), sloupce a řádky tabulky a hodnoty v jednotlivých buňkách tabulky. Hledání se provádí s využitím HTML značek - např. značky pro tabulku a značek pro sloupce a řádky tabulky. Pokud je tabulka s hodnotami v řetězci nalezena, úlohou DATA kroku je správně vybrat tyto hodnoty a vytvořit potřebnou datovou strukturu. V případě potřeby – tak, jak je tomu i v uvedeném příkladu – se může vykonat nad staženými i další operace, např. transpozice. Po vykonání výše uvedených činností je vybraný obsah webové stránky uložen jako datový soubor ve formátu SAS do knihovny WORK a je připraven k dalšímu zpracování programovým systémem SAS. Obrázek 1

¹¹ Ku dnu 28. 03. 2023, citováno 02.04.2023, <http://hosting.briefing.com/cschwab/Calendars/EconomicReleases/conf.htm>

znázorňuje výsek (tabulku) z dotčené webové stránky, jejíž hodnoty byly výše uvedeným způsobem získány do programu SAS.

```
filename output url
"http://hosting.briefing.com/cschwab/Calendars/EconomicReleases/conf.htm";

data Table_Cells (keep=row_num name value);
  length name value $64;
  infile output _infile_=line;
  input;
  retain landmark_found 0 table_found 0 naming 1 in_row 0 row_num -1;
  if not landmark_found then landmark_found = prxmatch('/Highlights/',
line);
  if not landmark_found then delete;
  if not table_found then table_found = prxmatch('/<table /', line);
  if not table_found then delete;
  array names(20) $8 _temporary_;
  if not in_row then
    if prxmatch('/<tr /', line) then
      do;
        col_index = 0;
        in_row = 1;
        row_num + 1;
        return;
      end;
  if not in_row then delete;
td:
  rxtd = prxparse('/<td .*?>(.*?)</td>/');
  if prxmatch(rxtd, line) then
    do;
      col_index + 1;
      if naming then
        do;
          names(col_index) = prxposn(rxtd, 1, line);
        end;
      else
        do;
          name = names(col_index);
          value = prxposn(rxtd, 1, line);
          value = transtrn(value, '&nbsp;', trimn(''));
          OUTPUT;
        end;
      return;
    end;
  in_row = not prxmatch('/</tr/', line);
  if naming then if not in_row then naming = 0;
  if prxmatch('/</table>/', line) then stop;
run;

filename output clear;

proc transpose data=Table_Cells out=SASData(drop=_NAME_);
  by row_num;
  id name;
  var value;
run;
```

Category	MAR	FEB	JAN	DEC	NOV
Conference Board	104.2	103.4	106.0	109.0	101.4
Expectations	73.0	70.4	76.0	83.4	76.7
Present Situation	151.1	153.0	151.1	147.4	138.3
Employment ('plentiful' less 'hard to get')	38.8	40.7	37.0	34.5	31.5
1 yr inflation expectations	6.3%	6.2%	6.7%	6.6%	7.1%

Obrázek 1 Tabulka, jejíž údaje byly staženy do programu SAS (Zdroj: vlastní zpracování)

Datový soubor po webscrapingu ve formátu SAS je znázorněn v tabulce 3.

Tab. 3 Struktura souboru dat obsahující údaje ze staženého obsahu webové stránky (Zdroj: vlastní zpracování)

row_num	Category	MAR	FEB	JAN	DEC	NOV
1	Conference Board	104.2	103.4	106.0	109.0	101.4
2	Expectations	73.0	70.4	76.0	83.4	76.7
3	Present Situation	151.1	153.0	151.1	147.4	138.3
4	Employment ('plentiful' less 'hard to get')	38.8	40.7	37.0	34.5	31.5
5	1 yr inflation expectations	6.3%	6.2%	6.7%	6.6%	7.1%

3 Jak stahovat obsah webových stránek využitím procedury HTTP?

Procedura HTTP zabezpečuje realizaci požadavku protokolu HTTP i protokolu umožňující zabezpečenou komunikaci HTTPS. Procedura umožňuje realizovat většinu dotazovacích metod přenosového protokolu. Kromě standardních HTTP metod akceptuje procedura HTTP jakoukoli metodu, která odpovídá normě HTTP/1.1 a která je rozpoznána cílovým webovým serverem. Procedura HTTP také implementuje funkce HTTP/1.1, jako jsou trvalá připojení, ukládání souborů cookies¹², podpora stavových kódů a umožňuje specifikaci typu ověření přístupu. Procedura HTTP dokáže také přistupovat na webové stránky přes server sloužící jako prostředník mezi klientem a cílovým serverem (přes tzv. proxy server) a je schopna zvládnout i případné šifrování internetovské komunikace.

Nejjednodušší syntaxe příkazu pro proceduru HTTP je použití dotazovací metody GET s implicitními parametry:

```
filename response temp;
proc http
    url="http://url.to/web-service-endpoint '<url-options>"
    method=GET
    out=response;
run;
```

¹² Jako cookie (anglicky koláček, oplatka, sušenka) se v protokolu HTTP označuje malé množství dat, která WWW server pošle prohlížeči, který je uloží na počítači uživatele. Při každé další návštěvě téhož serveru pak prohlížeč tato data posílá zpět serveru. Cookies běžně slouží k rozlišování jednotlivých uživatelů, ukládají se do nich uživatelské předvolby, apod.

Argumenty předávané do procedury HTTP jsou:

- **URL:** Koncový bod webové služby, na kterou se dotazuje. Řetězec URL je pro proceduru jediný povinný argument, s případnými parametry pro API,
- **Method:** Metoda dotazu použitá v požadavku. Metoda GET je výchozí hodnota a tento argument lze v tomto případě vynechat a
- **Out:** Odkaz na výstupní řetězec. Odkaz je vytvořen příkazem FILENAME na soubor například v dočasném umístění.

Kompletní popis syntaxe procedury HTTP včetně jednoduchých příkladů použití pro různé dotazovací metody je uveden v originální dokumentaci programového systému SAS (SAS Institute, 2023, s. 1237-1278).

Podkladem pro ukázkový příklad použití procedury HTTP je sociologický průzkum z knihy Psychologie zpravodajské analýzy (Heuer, 1999), kde autor předkládá výsledky experimentu s 23 vojenskými důstojníky NATO zvyklých číst zpravodajské zprávy. Bylo jim předloženo několik vět, jako např.: "Je velmi nepravděpodobné, že ...". Všechny věty byly stejné až na to, že se změnilo slovní vyjádření pravděpodobnosti. Důstojníci byli dotázáni, jakou procentuální pravděpodobnost by přisoudili každé z těchto vět, kdyby si ji přečetli ve zpravodajské zprávě.

Získaná experimentální data jsou uložena v souboru ve formátu CSV a jsou dostupná na <https://github.com/zonination/perceptions/blob/master/probly.csv>. Většina proměnných v CSV souboru je z pohledu programového systému SAS nestandardní – například obsahují mezery anebo speciální znaky, které nejsou pro uložení do knihovny SAS vhodné. Proto je nutné pro zpracování systémem SAS názvy proměnných z původního CSV souboru upravit. Upravená data stažená z internetu budou uložena do datového souboru v knihovně WORK a dále vizualizována do krabicového grafu pro jednotlivá vyjádření pravděpodobnosti.

Ukázkový příklad stahování CSV souboru a jeho následného zpracování v systému SAS lze rozdělit do několika kroků:

- Stažení souboru CSV z webové stránky.

```
filename probly temp;
```

```
proc http url="https://raw.githubusercontent.com/zonination/perceptions/  
master/probly.csv"  
method="GET"  
out=probly;  
run;
```

Stažení CSV souboru je realizováno procedurou HTTP. Příkazem FILENAME je ke staženému souboru v dočasném úložišti asociován odkaz *proibly*. S pomocí tohoto přiřazeného odkazu mohou být realizovány další operace v systému SAS.

- Import stažených dat pomocí procedury IMPORT.

Aby bylo možné importovat soubor, jehož názvy proměnných nesplňují pravidla pro standardní SAS proměnné, je nutné nastavit systémový parametr:

```
options validvarname=any;
```

Toto nastavení tohoto parametru systému dovoluje importovat soubor s nestandardnímu názvy proměnných z dočasného úložiště do knihovny WORK:

```
proc import file=proibly out=work.Perception replace dbms=csv;
run;
```

- Generování nových názvů v souladu s pravidly SAS.

Originální názvy proměnných stahovaného CSV obsahují mezery a speciální znaky, které nejsou v systému SAS standardně povoleny. Například název proměnné v původním souboru je "Almost Certainly". Proto je nutné z názvu odstranit mezeru a přejmenovat proměnné do podoby bez mezer, např. "AlmostCertainly". Toto přejmenování původních názvů se vykoná pomocí procedury SQL s využitím metadat ze systémové tabulky *sashelp.vcolumn*. Ke zjištění, které proměnné vyžadují úpravu je využita funkce NVALID. Sekvence příkazů nejen, že přejmenuje všechny proměnné, ale z originálních názvů vytvoří štítky (popisky) proměnných. Nové názvy proměnných, resp. štítky proměnných jsou uloženy do makroproměnných *renameStmt*, resp. *labelStmt*. Generování nových názvů a příslušných štítků proměnných zajistí následující sekvence příkazů:

```
proc sql noprint;
  /* zachování originálních názvů jako štítky */
  select  cat("'", trim(name), "'n", "=", "'", trim(name), "'")
  into    :labelStmt  separated by ' '  from    sashelp.vcolumn
  where  memname="PERCEPTION" and libname="WORK";

  /* přejmenování originálních názvů proměnných */
  select  cat("'", trim(name), "'n", "=", compress(name, , 'kn'))
  into    :renameStmt  separated by ' '  from    sashelp.vcolumn
  where  memname="PERCEPTION" and libname="WORK"
  /* s výjimkou těch proměnných, jejichž názvy jsou standardní */
  and not NVALID(trim(name), 'V7');
quit;
```

- Nové názvy a nové štítky v souboru se upraví pomocí procedury DATASETS

Procedura DATASET představuje funkcionalitu, jejíž prostřednictvím lze měnit názvy proměnných, štítky (popisky) proměnných i jejich formáty, aniž by bylo nutné data kompletně přepisovat. Pro názvy proměnných, resp. jejich popisky se uplatní makroproměnné *renameStmt*, resp. *labelStmt*, v nichž jsou uloženy nově vygenerované názvy a štítky (popisky) z přechozího kroku. Příkazová syntaxe pro modifikace staženého souboru je následující:

```
proc datasets lib=work nolist;
  modify Perception / memtype=data;
  label &labelStmt.;
  rename &renameStmt.;
  /* volitelný parametr: report jmen a popisek proměnných */
  contents data=work.Perception nodetails;
quit;
```

Pro ukončení zpracování souboru s nestandardními názvy proměnných je nutné zpětně nastavit systémový parametr na konfiguraci opětovného zpracování standardních názvů¹³:

```
options validvarname=v7;
```

Po uvedených několika krocích je stažený soubor se standardními názvy uložen v knihovně WORK připravený k dalšímu zpracování.

- Vizualizace informace z upraveného CSV souboru proměnných (Wicklin, 2017)

Následující příkazy SAS slouží k vizualizaci obsahu upraveného CSV souboru:

```
/* Výběr sledované statistiky */
%let Stat = Median; /* nebo mean, stddev, qrange, skew, atd */

proc means data=work.Perception &Stat STACKODSOUTPUT;
  ods output Summary=StatOut;
run;

/* uložení názvů proměnných do makroproměnné VarList */
proc sql noprint;
  select Variable into :VarList separated by ' '
  from StatOut order by &Stat;
quit;

/* výpočet kvantilů (Q1, medián, Q3) pro všechny proměnné */
proc means data=work.Perception Q1 median Q3 nolabels;
  var &varList;
run;

/* úpravy vypočítaných statistik do tvaru vhodného pro vizualizaci */
data Wide / view=Wide;
  retain &VarList; /* nastavení pořadí proměnných */
  set work.Perception;
```

¹³ Hodnota parametru V7 označuje, že názvy proměnných datového souboru odpovídají názvům podle pravidel SAS. Toto je výchozí hodnota pro SAS 7 a novější (povoleno je až 32 alfanumerických znaků, názvy proměnných musí začínat abecedním znakem nebo podtržítkem, případné neplatné znaky se změni na podtržítka a každý název sloupce musí být jedinečný).

```

obsNum = _N_;          /* připojení ID ke každému pozorování */
keep obsNum &VarList;
run;

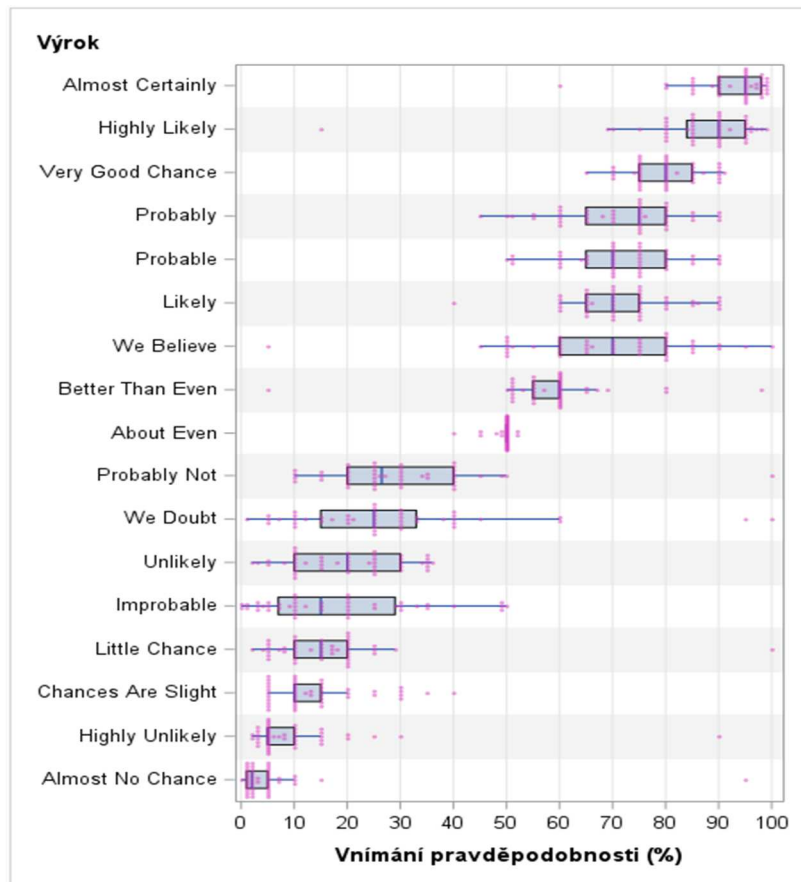
/* transpozice původního formátu dat */
proc transpose data=Wide name=VarName
  out=Long(rename=(Coll=_Value_));
  by obsNum;
run;

/* Vytvoření krabicového grafu */
ods graphics / height=700px width=500px subpixel;
title "Vnímání pravděpodobnosti";

proc sgplot data=Long noautolegend;
hbox _Value_ / category=_Label_ nooutliers nomean nocaps;
scatter x=_Value_ y=_Label_ / jitter transparency=0.5
markerattrs=GraphData2(symbol=circlefilled size=4 color=bippk);
yaxis reverse discreteorder=data labelpos=top labelattrs=(weight=bold)
colorbands=even colorbandsattrs=(color=gray transparency=0.9)
  offsetmin=0.0294 offsetmax=0.0294;
xaxis grid values=(0 to 100 by 10) labelattrs=(weight=bold);
label _Value_ = "Vnímání pravděpodobnosti (%)" _label_="Statement";
run;

```

Výsledkem vizualizace údajů ze staženého CSV souboru ilustruje obrázek 2.



Obrázek 2 Vizualizace údajů (graf) ze staženého CSV souboru (Zdroj: vlastní zpracování)

4 Závěr

Cílem článku bylo ukázat, že systém SAS již ve svém základním programovém modulu SAS/BASE je vybaven funkcionalitami, které umožňují stahování obsahu webových stránek (webscraping). Ve spojení s analytickými možnostmi tohoto systému tak vzniká efektivní nástroj k analýzám dat z místních i externích zdrojů.

5 Literatura

Allen, K. S. (2017). What every web developer should know about HTTP. 2. vyd. Huntingtown (MD, US): OdeToCode LLC.

Hemendinger, C. (2017) The SAS dummy: How to scrape data from a web page using SAS. [cit. 31.03.2023], <https://blogs.sas.com/content/sasdummy/2017/12/04/scrape-web-page-data/>.

Heuer, R. J. (1999). Psychology of intelligence analysis. Langley (VA, US): Center for the study of intelligence, CIA.

SAS Institute Inc. (2023). Base SAS® 9.4 procedures guide. "HTTP Procedure". 7. vyd. Cary (NC, USA): SAS Institute Inc.

SAS Institute Inc. (2017a). SAS® 9.4 Global statements: Reference. "FILENAME statement, SOCKET access method". Cary (NC, USA): SAS Institute Inc.

SAS Institute Inc. (2017b). SAS® 9.4 Global statements: Reference. "FILENAME statement, URL access method". Cary (NC, USA): SAS Institute Inc.

Schacherer, C. (2012). The FILENAME Statement: Interacting with the world outside of SAS®. Proceedings of the SAS Global Forum 2012 Meeting. Cary (NC, USA): SAS Institute Inc.

Wicklin, R. (2017) The DO loop: Perceptions of probability. [cit. 10. 04. 2023], <https://blogs.sas.com/content/iml/2017/05/03/perceptions-of-probability.html>.

Plodnosť žien rómskej národnosti na Slovensku podľa výsledkov sčítania obyvateľov 2021

Fertility of women of Roma nationality in Slovakia according to the results of the Population and Housing Census 2021

Branislav Šprocha

Centrum spoločenských a psychologických vied Slovenskej akadémie vied, Šancová 56, 811 05 Bratislava, Slovenská republika

Center for Social and Psychological Studies of the Slovak Academy of Sciences, Šancová 56, 811 05 Bratislava, Slovak Republic

branislav.sprocha@gmail.com

Abstrakt: Hlavným cieľom príspevku je analýza generačnej a kohortnej plodnosti žien na Slovensku deklarujúcich v sčítaní obyvateľov domov a bytov 2021 rómsku národnosť. Získané výsledky porovnávame so skupinou žien inej ako rómskej národnosti. Potvrďuje sa medzigeneračné pretrvávajúce vyššie konečnej plodnosti u žien rómskej národnosti. Identifikovaný pokles realizovanej plodnosti navyše bol v najmladších generáciách prerušený. To bolo podmienené vyššou pravdepodobnosťou narodenia detí tretích a vyšších poradií. Celkovo vyššia plodnosť žien rómskej národnosti sa formuje už v mladšom veku. Podmieňuje to nielen výrazne skorší začiatok reprodukčných dráh, ale aj častejšie rodenie detí druhých a vyšších poradií v prvej polovici reprodukčného obdobia.

Abstract: The main goal of the paper is the analysis of the cohort fertility of women in Slovakia declaring Roma nationality in the Population and Housing Census 2021. We compare the obtained results with a group of women of non-Roma nationality. The inter-cohort persistence of higher cohort fertility among Roma women is confirmed. Moreover, the identified decline in realized fertility was interrupted in the youngest cohorts. This was conditioned by a higher probability of the birth of children of the third and higher orders. The higher fertility of Roma women takes shape already at a younger age. This conditions not only a significantly earlier start of reproductive paths, but also more frequent births of second and higher order children in the first half of the reproductive period.

Kľúčové slová: konečná plodnosť, paritná štruktúra, rómske ženy, sčítanie obyvateľov a domov 2021, Slovensko.

Key words: cohort fertility, parity structure, Roma women, Population and Household Census 2021, Slovakia.

1 Úvod

Viacere špecializované analýzy poukazujú na pretrvávajúce výrazné diferencie rómskeho obyvateľstva v oblasti demografickej reprodukcie na Slovensku, ako aj v iných krajinách Európy (napr. Kalibová, 2000; Nestorová Dická, 2021; Szabó et al., 2021; Šprocha a Bleha, 2018, 2021). Asi najčastejšie je však pritom pozornosť venovaná otázkam plodnosti. V prípade rómskej populácie na Slovensku je dlhodobo reflektovaná jej výrazne vyššia úroveň v porovnaní s celou populáciou,

oveľa skorší začiatok reprodukčných dráh rómskych žien, ako aj signifikantne vyšší podiel detí narodených mimo manželský zväzok (pozri napr. Šprocha, 2014; Vaňo, 2001; Vaňo a Haviarová, 2002; Vaňo a Mészáros 2004).

Kľúčovým problémom v oblasti výskumu demografického správania Rómov na Slovensku je dátová základňa a spôsob vymedzenia samotnej rómskej populácie. Časť prác využíva etnický prístup, keď príslušnosť k rómskemu etniku je pripisovaná treťou osobou, resp. okolím. Na tomto základe sú napríklad založené štúdie využívajúce výsledky troch existujúcich Atlasov rómskych komunít. Zrejmou nevýhodou je však ich lokálne zamerania najčastejšie na vybrané rómske komunity prípadne obce s najvyšším zastúpením osôb žijúcich v rómskych osadách.

Druhý prístup operuje s národnostným vymedzením, teda pracuje s údajmi o osobách, ktoré sa hlásia k rómskej národnosti. V tomto smere ide predovšetkým o informácie pochádzajúce z výsledkov sčítaní obyvateľov, domov a bytov. Nevýhodou však je, že v sčítaniach sa na Slovensku hlási k rómskej národnosti len určitá časť (asi štvrtina) z celkovej predpokladanej rómskej populácie. Nesporným plusom však je, že aj napriek tomu ide o početne najväčšiu populačnú skupinu, ktorej v sčítaní zisťované znaky je možné podrobne analyzovať. Navyše je potrebné si uvedomiť, že sčítanie je vyčerpávacím zisťovaním, teda poskytuje údaje o všetkých osobách, ktoré sa na území Slovenska prihlásili k rómskej národnosti a to v rôznych kombinačných triedeniach a na rôznej administratívnej úrovni. Práve v spojitosti s procesom plodnosti navyše sčítanie obyvateľov poskytuje nenahraditeľný zdroj údajov. Konkrétne ide o otázku o počte živonarodených detí, ktorá v kombinácii s vekom (rokom narodenia) predstavuje základ kohortnej analýzy a v spojitosti s ďalšími populačnými znakmi aj diferencnej analýzy.

Cieľom predloženej štúdie je na základe údajov z posledného sčítania obyvateľov, domov a bytov z roku 2021 analyzovať proces plodnosti žien hlásiacich sa k rómskej národnosti a tieto porovnať s ostatnými ženami na Slovensku. Zameriame sa pritom nielen na priemerný počet detí, ale aj štruktúru žien podľa ich počtu (parity) a s tým spojenú úroveň pravdepodobností zväčšenia rodiny (pravdepodobnosť zvýšenia parity). Okrem toho sa tiež pokúsime poukázať na prípadné zmeny týchto aspektov naprieč generáciám s ukončenou reprodukciou. Nemenej dôležitou však bude tiež analýza realizovanej plodnosti žien v prvej polovici reprodukčného obdobia (do 30 rokov) so snahou identifikovať možný rozsah diferencií z hľadiska začiatku reprodukčných dráh.

2 Zdroj údajov a metodika práce

2.1 Zdroj vstupných údajov a ich úprava

Základom pre analýzu konečnej a kohortnej plodnosti¹⁴ sú údaje získané zo sčítania obyvateľov, domov a bytov 2021. Jeho rozhodujúcim okamihom bola polnoc z 31.12.2020 na 1.1.2021. Ide o dôležitý poznatok s ohľadom na konštrukciu generačných a kohortných (vekovo) indikátorov, keďže jednej vekovej skupine automaticky prislúchala jedinečná generačná skupina (ročník narodenia). Znamená to, že z veku v dokončených rokoch môžeme priamo konštruovať rok narodenia a opačne.

Pre potreby naplnenia cieľov pracujeme s údajmi o veku ženy v čase sčítania, počte živonarodených deťoch de facto od narodenia po rozhodujúci okamih cenzu a deklarovanej národnosti. Na tomto mieste je potrebné doplniť, že na rozdiel od predchádzajúcich sčítaní obyvateľov, cenzus 2021 umožnil osobám deklarovať aj tzv. ďalšiu národnosť. Znamenalo to, že ak osoba sa cítila byť späť aj s inou ako primárne uvedenou národnosťou, mohla tento jav slobodne v sčítaní uviesť prostredníctvom ďalšej národnosti. V zmysle vysvetliviek k sčítaniu dostupných na internete (<https://www.scitanie.sk/vysvetlivky>) sa pod pojmom národnosť vyjadrovala príslušnosť obyvateľa k národu alebo etnickej skupine bez ohľadu na štátne občianstvo, materinský jazyk či reč, ktorú obyvateľ prevažne používa alebo najlepšie ovláda. Rovnako bola definovaná aj spomínaná ďalšia národnosť. Tento údaj mala možnosť deklarovať každá osoba slobodne na základe vlastného presvedčenia (tzv. deklaratórny údaj). Vzhľadom na túto metodickú zmenu a po dôkladnej analýze údajov za národnosť a ďalšiu národnosť budeme v našej štúdii pod pojmom rómska národnosť vnímať takú skupinu osôb, ktorá v sčítaní deklarovala predmetnú národnosť alebo ju uviedla ako svoju ďalšiu národnosť. Skupina ostatných národností tak predstavuje ženy, ktoré v sčítaní nedeklarovali svoju príslušnosť k rómskej národnosti ani v jednej z možností.

Počet živonarodených detí sa v sčítaní obyvateľov 2021 zisťoval u všetkých žien (a po novom aj mužov) vo veku 15 a viac rokov. Prezентuje všetky deti, ktoré sa osobe narodili živé bez ohľadu na to, či v čase sčítania boli ešte na živote, bývali alebo udržiavali kontakt s osobou. Ide teda o biologické (nie adoptované, osvojené, v náhradnej starostlivosti a pod.) deti.

¹⁴ Pod pojmom konečná plodnosť rozumieme priemerný počet živonarodených detí, ktoré sa narodili jednej žene vo veku 50 a viac rokov, resp. vo veku, v ktorom môžeme predpokladať ukončenú reprodukciu. Kohortná plodnosť predstavuje priemerný počet živonarodených detí ženám vo veku s neukončenou reprodukciou. V našom prípade budeme pracovať s prvou polovicou reprodukčného obdobia žien (vek 15–29 rokov).

Vzhľadom na rádovo nižšiu početnosť osôb rómskej národnosti pracujeme s 5-ročnými vekovými a generačnými skupinami. Tým sa snažíme obmedziť vznik možných náhodných vývojových fluktuácií. V prípade konečnej plodnosti sa pritom obmedzujeme na vek 46–70 rokov, teda generácie žien narodených medzi rokom 1950 a 1974 (1950–1954, 1955–1959, 1960–1964, 1965–1969, 1970–1974).

Aj keď predmetná spodná hranica nekorešponduje s klasickou hornou hranicou reprodukčného obdobia (50 rokov), intenzita rodenia detí v tomto vekovom spektre je tak nízka, že získané údaje môžeme považovať za konečné. Hornú vekovú hranicu na 70 rokov sme stanovili z dôvodu najmä nízkej početnosti osôb vo vyššom veku, a to predovšetkým rómskej národnosti, ale aj z dôvodu možnej selekcie žien podľa počtu živonarodených detí. V spojitosti s údajmi pochádzajúcimi zo sčítania obyvateľov je potrebné si totižto uvedomiť, že tieto sú retrospektívne a prezentujú len tú časť populácie, ktorá v nej do rozhodujúceho okamihu sčítania zostala (teda neodstáhovala sa, nezomrela).

Rovnaký prístup 5-ročných skupín aplikujeme aj pri analýze kohortnej plodnosti vo veku do 30 rokov. Konkrétne teda pracujeme s vekovými skupinami 15–19, 20–24 a 25–29.

2.2 Metodika práce

V zmysle uvedeného potom konečná plodnosť vyjadruje priemerný počet živonarodených detí, ktoré sa narodili jednej žene staršej ako 45 rokov rómskej a inej ako rómskej národnosti do rozhodujúceho okamihu sčítania. Výpočet jej hodnoty sa opiera o vyjadrenie podielu žien podľa počtu živonarodených detí. Pre podiel bezdetných žien platí:

$$\text{ženy } {}_0pP_{g/k}^{r/i} = \frac{\text{ženy } P_{g/k}^{r/i}}{\text{ženy } P_{g/k}^{r/i}} \quad (1)$$

$\text{ženy } {}_0P_{g/k}^{n/i}$ je počet žien rómskej národnosti (r) alebo inej národnosti (i) v generácii (g) alebo vekovej kohorte (k), ktoré v sčítaní obyvateľov uviedli, že sú bezdetné, $\text{ženy } P_{g/k}^{n/i}$ je celkový počet žien rómskej národnosti (r) alebo inej národnosti (i) v generácii (g) alebo vekovej kohorte (k).

Analogicky potom vyjadríme podiel žien s n deťmi:

$$\text{ženy } {}_n pP_{g/k}^{r/i} = \frac{\text{ženy } P_{g/k}^{r/i}}{\text{ženy } P_{g/k}^{r/i}} \quad (2)$$

${}^{\text{ženy}}_n P_{g/k}^{n/i}$ je počet žien rómskej národnosti (r) alebo inej národnosti (i) v generácii (g) alebo vekovej kohorte (k), ktoré v sčítaní obyvateľov uviedli, že sa im narodilo n detí.

Pre výpočet konečnej resp. kohortnej plodnosti podľa biologického poradia živonarodeného dieťaťa následne platia vzťahy:

prvé poradie:

$${}^{\text{ženy}}_1 KP_{g/k}^{r/i} = 1 - {}^{\text{ženy}}_0 pP_{g/k}^{r/i} \quad (3)$$

druhé poradie:

$${}^{\text{ženy}}_2 KP_{g/k}^{r/i} = {}^{\text{ženy}}_1 KP_{g/k}^{r/i} - {}^{\text{ženy}}_1 pP_{g/k}^{r/i} \quad (4)$$

n-té poradie:

$${}^{\text{ženy}}_n KP_{g/k}^{r/i} = {}^{\text{ženy}}_{n-1} KP_{g/k}^{r/i} - {}^{\text{ženy}}_{n-1} pP_{g/k}^{r/i} \quad (5)$$

Celková hodnota konečnej alebo kohortnej plodnosti je potom vyjadrená ako súčet parciálnych konečných / kohorných plodností podľa parity:

$${}^{\text{ženy}}_{\text{spolu}} KP_{g/k}^{r/i} = \sum_{n=0}^{\omega} {}^{\text{ženy}}_n KP_{g/k}^{r/i} \quad (6)$$

Ako je zrejme zo samotného konceptu výpočtu, výsledná hodnota konečnej plodnosti je daná nastavením parity štruktúry žien a teda závisí od pravdepodobností s akými sa v danej generácii narodili deti jednotlivých parityných skupín. Práve prípadné zmeny v ich úrovniach stoja za nárastom, či medzigeneračným poklesom konečnej plodnosti (Frejka, 2008; Zeman et al., 2017).

Pravdepodobnosť zväčšenia rodiny (tiež zvýšenia parity, *parity progression ratio* PPR) môžeme definovať ako pravdepodobnosť s akou sa žene s n deťmi v príslušnej generácii narodilo ($n + 1$). dieťa.

Pre výpočet pravdepodobnosti narodenia prvého dieťaťa bezdetnej žene môžeme použiť nasledujúci vzťah:

$${}^{\text{ženy}}_{0 \rightarrow 1} PPR_g^{r/i} = {}^{\text{ženy}}_1 KP_g^{r/i} \quad (7)$$

Pre pravdepodobnosť narodenia druhého a ďalších detí ($n \geq 1$) je potom možné aplikovať:

$${}^{\text{ženy}}_{n \rightarrow n+1} PPR_g^{r/i} = \frac{{}^{\text{ženy}}_{n+1} KP_g^{r/i}}{{}^{\text{ženy}}_n KP_g^{r/i}} \quad (8)$$

a pre posledný otvorený parityný interval platí:

$${}^{\text{ženy}}_{(n-1) \rightarrow n+} PPR_g^{r/i} = \frac{{}^{\text{ženy}}_{n+} KP_g^{r/i}}{{}^{\text{ženy}}_{(n-1)+} KP_g^{r/i}} \quad (9)$$

Štruktúra žien podľa počtu živonarodených detí v kombinácii s vekom predstavuje dôležitý zdroj informácií umožňujúci analyzovať podiel bezdetných osôb od najmladšieho veku a tým aj samotný začiatok reprodukčného procesu. Okrem toho je možné vďaka identifikovanej bezdetnosti podľa veku určiť aj priemerný počet rokov, ktoré v analyzovanej populácii osoba prežila bez biologickej skúsenosti s materstvom. Na tento účel sa využíva najčastejšie indikátor SMAFB (*singulate mean age at first birth*) navrhnutý autormi Bongaarts a Blanc (2015). Jeho hodnota v podstate supluje priemerný vek žien pri narodení prvého dieťaťa.

Základom pre jeho výpočet je pre naše účely podiel bezdetných žien rómskej a inej národnosti získaný zo vzťahu (1). Z neho následne odvodíme počet osoborokov, ktoré tieto ženy prežili v bezdetnom stave vo veku (k) rokov:

$${}^{\text{ženy}}{}_0P Y_k^{r/i} = n_k \cdot {}^{\text{ženy}}{}_0p P_k^{r/i}, \quad (10)$$

v čom n_k predstavuje šírku vekového intervalu, čo v našom prípade je $n_k = 5$.

Celkový počet osoborokov prežitých bez prítomnosti biologického materstva do konca reprodukčného veku ($k_{max} = 49$) potom vyjadríme ako:

$${}^{\text{ženy}}{}_0P Y_{0 \rightarrow 49}^{r/i} = \sum_{k_{min}=0}^{k_{max}=49} {}^{\text{ženy}}{}_0P Y_k^{r/i} \quad (11)$$

Podiel žien rómskej a inej národnosti, ktoré sa aspoň raz stali matkou do konca reprodukčného obdobia (50 rokov) aproximujeme z 5-ročných vekových skupín nasledujúcim spôsobom:

$${}^{\text{ženy}}{}_0p P_{50}^{r/i} = 1 - \frac{{}^{\text{ženy}}{}_0P_{45-49}^{r/i} + {}^{\text{ženy}}{}_0P_{50-54}^{r/i}}{2} \quad (12)$$

Z tohto vzťahu následne viem určiť aj počet osoborokov, ktoré ženy rómskej a inej národnosti prežili bez akejkoľvek skúsenosti s biologickým materstvom pri dovŕšení 50. roku života:

$${}^{\text{ženy}}{}_0P Y_{50}^{r/i} = 50 \cdot {}^{\text{ženy}}{}_0p P_{50}^{r/i} \quad (13)$$

Vzájomným prepojením jednotlivých vyššie uvedených vzťahov následne získavame vzorec pre výpočet indikátora SMAFB:

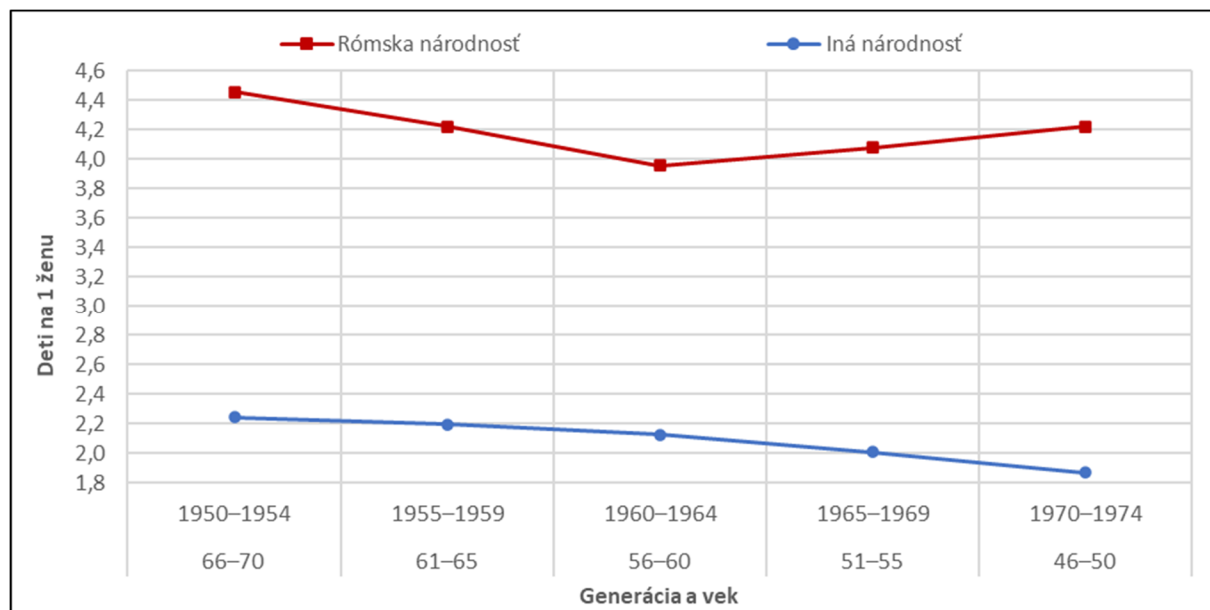
$$SMAFB^{r/i} = \frac{\sum_0^{49} n_k \cdot {}^{\text{ženy}}{}_0p P_k^{r/i} - 50 \cdot {}^{\text{ženy}}{}_0p P_{50}^{r/i}}{1 - 50 \cdot {}^{\text{ženy}}{}_0p P_{50}^{r/i}} \quad (14)$$

3 Výsledky analýzy

3.1 Konečná plodnosť

Hodnoty konečnej plodnosti získané z výsledkov sčítania obyvateľov, domov a bytov 2021 jednoznačne potvrdzujú medzigeneračné pretrvávanie výrazne vyššieho priemerného počtu živonarodených detí pripadajúcich na jednu ženu hlásiacu sa k rómskej národnosti na Slovensku. V porovnaní s osobami inej ako rómskej národnosti majú Rómky v podstate dlhodobo v priemere o dve deti viac. Tento rozdiel sa medzigeneračne výraznejšie nezmenil, aj keď do generácií z prvej polovice 60. rokov dochádzalo k určitému zmenšovaniu. Išlo predovšetkým o výsledok poklesu realizovanej plodnosti rómskych žien z viac ako 4,4 dieťaťa na menej ako 4 deti na ženu. Ďalší vývoj sa podľa výsledkov sčítania 2021 nesie v znamení mierneho zvyšovania konečnej plodnosti žien rómskej národnosti a v najmladších analyzovaných generáciách z prvej polovice 70. rokov už preto priemerný počet detí na jednu ženu prekračuje hodnotu 4,2 dieťaťa. Na druhej strane konečná plodnosť v populácii žien inej ako rómskej národnosti na Slovensku má medzigeneračne sa pokračujúci trend poklesu. Z pôvodných viac ako 2,2 dieťaťa na ženu už v generáciách 1970–1974 dosahuje menej ako 1,9 dieťaťa. Kým v tomto prípade je to jednoznačný dôsledok významných zmien v reprodukčnom správaní, ktoré na Slovensku identifikujeme od začiatku 90. rokov a jedným z jej hlavných znakov bol výrazný a dynamický pokles intenzity rodenia detí, v prípade žien rómskej národnosti je situácia komplikovanejšia. Z čiastkových analýz (napr. Šprocha, 2014; Vaňo a Mészáros 2004) vieme, že najmä v segregovaných rómskych komunitách sa stále udržiava pomerne vysoká plodnosť a k výraznejším poklesom tam v posledných desaťročiach nedochádza. Súčasne však analýzy predchádzajúcich sčítaní potvrdili (Šprocha a Ďurček, 2017), že medzi ženami rómskej národnosti došlo k určitému poklesu konečnej plodnosti, no v najmladších generáciách sa tento trend zastavil.

Identifikovaný rast vo vykonanej analýze tak môže skutočne vystihovať reálny vývojový trend v určitej časti rómskej populácie, resp. môže byť výsledkom určitej selekcie žien, ktoré sa hlásia k tejto národnostnej menšine. Ak by totižto deklarovali v mladších generáciách rómsku národnosť častejšie osoby zo segregovaných rómskych komunit s vyššou realizovanou plodnosťou, ako tomu bolo v starších generáciách, potom by sa to aj odrazilo aj na spomínanom vývojovom trende. Tento predpoklad však dokáže potvrdiť len podrobná geografická analýza osôb, ktoré sa k rómskej národnosti prihlásili.



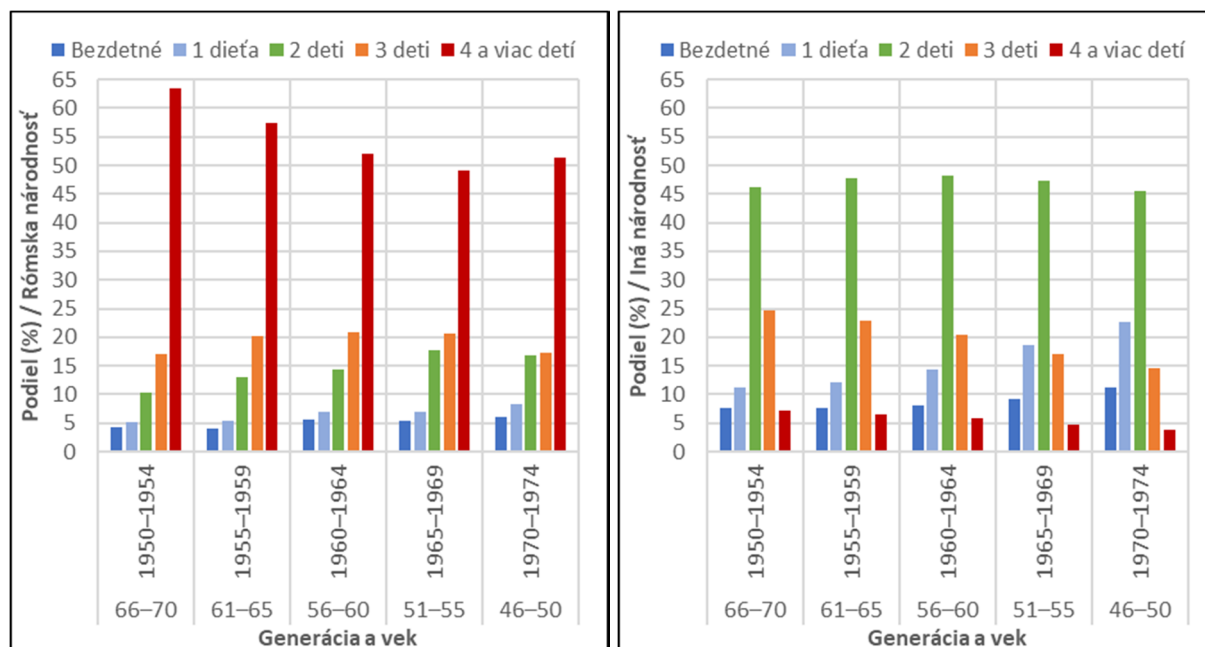
Graf 1 Konečná plodnosť žien rómskej a inej národnosti vo vybraných generáciách na Slovensku, SODB 2021 (Zdroj: vlastné spracovanie)

3.2 Štruktúra žien podľa počtu detí

Hlavným rozdielom v štruktúre žien podľa počtu narodených detí medzi osobami rómskej a inej národnosti spočíva v medzigeneračne výrazne vyššom zastúpení žien rómskej národnosti so 4 a viac deťmi. Aj napriek určitému poklesu má táto paritná skupina stále dominantné postavenie. V najstarších analyzovaných generáciách tvorili tieto ženy rómskej národnosti takmer dve tretiny. Smerom k mladším skupinám sa ich podiel znižoval až pod hranicu 50 %, no u žien narodených v prvej polovici 70. rokov došlo opäť k miernemu nárastu nad túto úroveň. To môže byť aj jedným z dôležitých faktorov spomínaného nárastu konečnej plodnosti v týchto generáciách. Medzi ženami inej národnosti dlhodobo dominuje dvojdetný model rodiny, ktorého najvyššie zastúpenie (48 %) nachádzame medzi osobami narodenými v prvej polovici 60. rokov. Smerom k mladším generáciám dochádza k určitému pozvoľnému poklesu k úrovni 45 %. Pre porovnanie ešte doplníme, že podiel žien inej národnosti so štyrmi a viac deťmi sa medzigeneračne znížil z niečo viac ako 7 % na menej ako 4 %. Rovnaký trend identifikujeme aj v prípade žien s tromi deťmi, a to z približne jednej štvrtiny na necelých 15 %.

Z uvedeného je tak zrejmé, že model viacdetnej rodiny medzi analyzovanými generáciami u inej ako rómskej národnosti nielenže bol na Slovensku signifikantne menej často rozšírený, ale z výsledkov sčítania obyvateľov 2021 tiež vyplýva aj jeho ďalšia redukcia. Celkom opačný trend identifikujeme u bezdetných a najmä žien s jedným dieťaťom. Podiel žien inej ako rómskej

národnosti bez skúseností s materstvom pritom medzigeneračne rástol len mierne a u žien z prvej polovice 70. rokov dosiahol len niečo viac ako 11 %. Dôležitejšou zmenou je zvyšovanie významu jednodetného modelu, a to až na takmer 23 %.



Graf 2 a 3 Štruktúra žien rómskej a inej národnosti vo vybraných generáciách na Slovensku podľa počtu živonarodených detí, SODB 2021 (Zdroj: vlastné spracovanie)

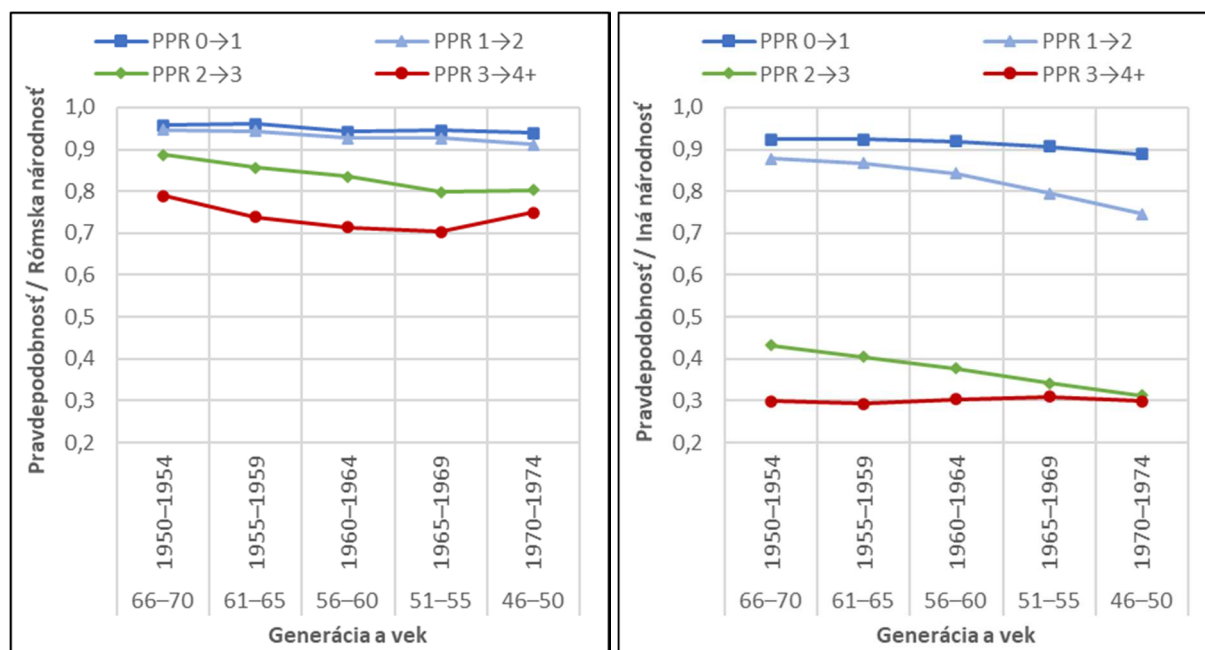
V porovnaní s najstaršími analyzovanými generáciami sa aj u žien rómskej národnosti mierne zvýšil podiel osôb s jedným či dvomi deťmi. Rovnako určitý nárast identifikujeme aj u bezdetnosti. Jej úroveň však zostáva hlboko pod 10% hranicou. Pod touto hranicou zostáva tiež podiel žien rómskej národnosti s jedným dieťaťom. Dvojdetný model rodiny v tejto národnostnej skupine tvorí u žien z druhej polovice 60. a prvej polovice 70. rokov približne 17–18 %. Významnejšie sa tiež medzigeneračne nezmenil ani podiel žien s tromi deťmi. Práve tieto minimálne zmeny v paritnej štruktúre a spomínané pretrvávanie dominancie modelu rodiny so štyrmi a viac deťmi predstavujú kľúčový faktor pretrvávania výrazne nadpriemernej konečnej plodnosti u žien rómskej národnosti.

3.3 Pravdepodobnosť zväčšenia rodiny

Primárnym faktorom, ktorý stojí za výrazne vyššou plodnosťou žien rómskej národnosti podľa výsledkov SODB 2021 sú jednoznačne vyššie pravdepodobnosti týchto osôb, že sa im narodia deti tretieho a ďalšieho poradia. Kým v skupine žien s inou ako rómskou národnosťou pravdepodobnosť narodenia štvrtého a vyššieho poradia sa viac menej stabilne medzigeneračne pohybuje okolo hranice 0,3 a v prípade narodenia tretieho dieťaťa ženám s dvomi poklesla z viac

ako 0,4 na približne 0,3, u žien rómskej národnosti dosahujú obe viac ako dvojnásobné hodnoty. Aj v tomto prípade môžeme identifikovať najprv mierny pokles a to z približne 0,9 na 0,8 u tretích a 0,8 na 0,7 u štvrtých a ďalších detí, ktorý bol v najmladších analyzovaných generáciách zastavený, pričom došlo naopak k určitému oživeniu. Tým sa potvrdil nami vyslovený predpoklad vysvetľujúci určité zvýšenie konečnej plodnosti v dôsledku častejšieho rodenia tretích a ďalších detí.

Určité diferencie však môžeme identifikovať aj v úrovni pravdepodobnosti narodenia prvého dieťaťa bezdetným a druhého ženám s jedným dieťaťom. V oboch prípadoch ich hodnota medzi ženami rómskej národnosti stabilne prekračuje hranicu 0,9 a má len veľmi mierne klesajúci trend. V skupine žien inej ako rómskej národnosti však môžeme vidieť najmä v prípade druhých detí pomerne výrazný pokles. To je aj primárny faktor spomínaného znižovania hodnôt konečnej plodnosti medzi generáciami žien narodenými v druhej polovici 60. a prvej polovici 70. rokov.



Graf 4 a 5 Pravdepodobnosť zväčšenia rodiny žien rómskej a inej národnosti vo vybraných generáciách na Slovensku, SODB 2021 (Zdroj: vlastné spracovanie)

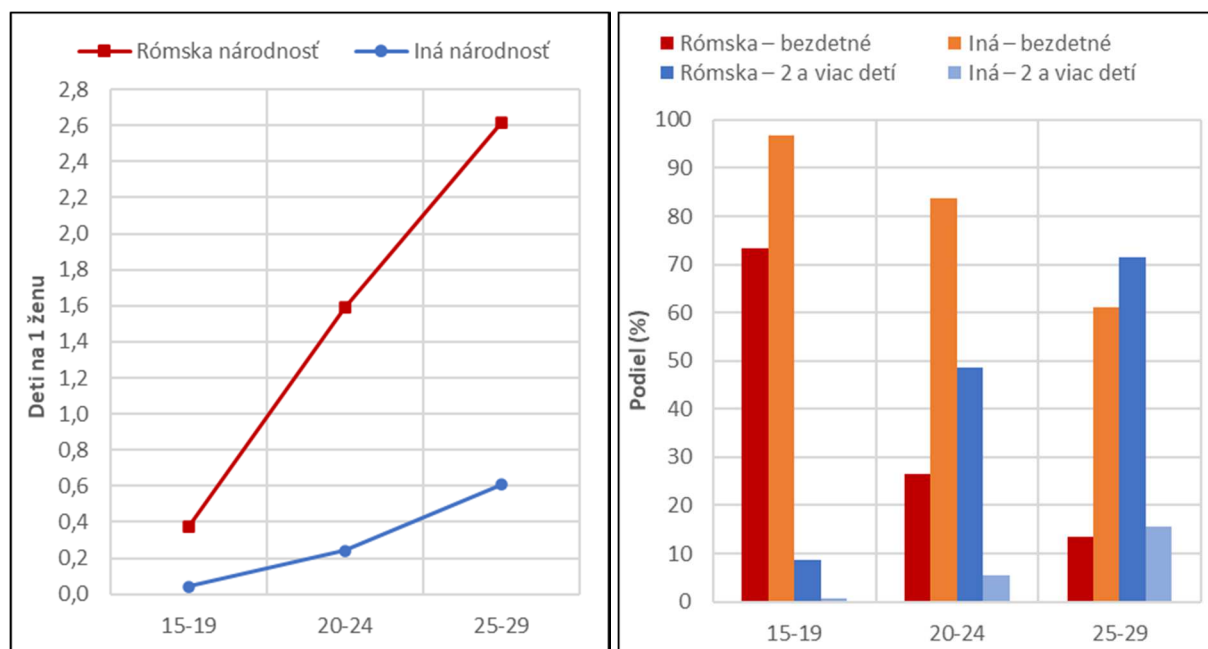
3.4 Plodnosť vo veku do 30 rokov

Diferencie v celkovej úrovni realizovanej plodnosti a štruktúre žien podľa parity medzi ženami rómskej a inej národnosti sa začínajú do značnej miery formovať v podstate už v najmladších vekových skupinách. Súvisí to predovšetkým so skorším začiatkom reprodukčných dráh žien rómskej národnosti. Potvrdzujú to napokon aj naše výsledky získané z údajov SODB 2021. Podľa nich hodnota SMAFB u žien rómskej národnosti dosahovala len necelých

21 rokov, kým u žien inej národnosti prekračuje hranicu 29 rokov. Znamená to, že v prvej menovanej skupine dochádza v priemere o 8,5 roka skôr k narodeniu prvého dieťaťa.

To sa následne odzrkadľuje aj na úrovni bezdetnosti v prvej polovici reprodukčného veku. Už v najmladšej vekovej skupine 15–19 rokov mala aspoň jedno dieťa viac ako štvrtina žien rómskej národnosti, kým u žien inej národnosti to boli len približne 3 %. Najväčšie rozdiely však nachádzame v nasledujúcom veku, keď aspoň jedno dieťa už mali takmer tri štvrtiny Rómiok, kým medzi ženami inej ako rómskej národnosti to stále bolo len niečo viac ako 16 % osôb. Vzhľadom na spomínané odlišné časovanie rodenia prvých detí sa tento rozdiel postupne s rastúcim vekom zmenšoval, no aj vo veku 25–29 stále predstavoval viac ako 47 p.b. Svoje prvé dieťa do veku 30 rokov porodilo pritom už približne 87 % všetkých žien hlásiacich sa k rómskej národnosti, no medzi ženami inej národnosti to stále ešte bolo len necelých 40 %.

Okrem materských štartov sa však medzi ženami rómskej národnosti v prvej polovici reprodukčného veku oveľa častejšie realizujú aj pôrody druhých a ďalších detí. Podiel žien s dvomi a viac deťmi totižto už vo veku 20–24 rokov dosahuje takmer polovicu z celej vekovej kohorty a vo veku 25–29 rokov je to dokonca už necelých 72 %. Pre porovnanie v skupine žien inej národnosti to podľa výsledkov SODB 2021 bolo len niečo viac ako 5 %, resp. 15 %.



Graf 6 a 7 Kohortná plodnosť a štruktúra žien podľa počtu detí rómskej a inej národnosti vo veku 15–29 rokov na Slovensku, SODB 2021 (Zdroj: vlastné spracovanie)

Výsledkom takto odlišne nastavených reprodukčných dráh od najmladších vekových skupín reprodukčného obdobia je potom následne formovanie diferencií v úrovni kohortnej plodnosti. Jej hodnoty u žien rómskej národnosti sú vo všetkých vekoch signifikantne vyššie, pričom tieto diferencie sa s vekom navyše prehlbujú. Kým vo veku 20–24 rokov majú ženy rómskej národnosti v priemere už takmer 1,6 dieťaťa, ženy inej národnosti len niečo viac ako 0,2 dieťaťa. Na konci prvej polovice reprodukčného obdobia sa už Rómkam narodilo v priemere niečo viac ako 2,6 dieťaťa, no medzi ženami inej ako rómskej národnosti je to približne o 2 deti menej.

4 Záver

Analýza výsledkov SODB 2021 potvrdzuje pretrvávajúce výrazne vyššej konečnej plodnosti žien rómskej národnosti. Smerom k mladším generáciám síce došlo k určitej redukcii priemerného počtu živonarodených detí, a to tesne pod úroveň 4 detí na ženu, no tento trend sa zastavil a u žien narodených v prvej polovici 70. rokov identifikujeme opäť mierny nárast konečnej plodnosti nad 4,2 dieťaťa. Ten súvisí s vyššou pravdepodobnosťou a teda častejším rodením detí tretieho a vyššieho poradia.

U žien inej ako rómskej národnosti dochádza naopak ku kontinuálnemu medzigeneračnému poklesu realizovanej plodnosti, pričom ženy z druhej polovice 60. rokov sú poslednými na Slovensku, ktoré mali viac ako 2 deti. U žien z prvej polovice 70. rokov konečná plodnosť už klesla pod 1,9 dieťaťa a ďalší vývoj nasvedčuje, že tento trend bude pokračovať. Hlavným faktorom je predovšetkým pokles pravdepodobností a tým aj zastúpenia žien s dvomi deťmi.

Výrazné diferencie v priemernom počte živonarodených detí medzi ženami rómskej a inej národnosti sa formuje už v prvej polovici reprodukčného veku. Jednou z dôležitých príčin je výrazne nižší počet rokov, ktoré v priemere prežijú rómske ženy ako bezdetné. Súčasne sa však potvrdzuje, že za výrazne vyššou realizovanou plodnosťou v mladšom veku nestojí len skorší začiatok reprodukčných dráh, ale aj častejšie rodenie druhých a ďalších detí pred dovŕšením 30. roku života.

5 Literatúra

- Bongaarts, J., Blanc, A.K. (2015). Estimating the current mean age of mothers at the birth of their first child from household surveys. *Population Health Metrics*, 13(25), 1-6.
- Kalibová, K. (2000). The demographic characteristics of Roma/Gypsies in selected countries in Central and Eastern Europe. In: *The demographic characteristics of national minorities in certain European states 2*. Council of Europe, s. 169-206.

- Nestorová Dická, J. (2021). Demographic changes in Slovak Roma communities in New Millenium. *Sustainability*, 13(7), 3735.
- Szabo, L. et al. (2021). Fertility of Roma minorities in Central and Eastern Europe. *Comparative Population Studies*, 46, 387-424.
- Šprocha, B. (2014). Reprodukcia rómskeho obyvateľstva na Slovensku a prognóza jeho populačného vývoja. Bratislava: Prognostický ústav SAV, 177 s.
- Šprocha, B. (2017). Rómska populácia na Slovensku a kohortná plodnosť rómskych žien podľa výsledkov sčítania obyvateľov, domov a bytov 2011. *Demografie*, 59(2), 118-131.
- Šprocha, B., Bleha, B. (2018). Does socio-spatial segregation matter? 'Islands' of high Romany retility in Slovakia. *Tijdschrift Voor Economische en Sociale Geografie*, 109(2), s. 239-255.
- Šprocha, B., Bleha, B. (2021). Mortality, health status and self-perception of health in Slovak Roma communities. *Social Indicators Research*, 153(3), s. 1065-1086
- Šprocha, B., Ďurček, P. (2017). Rómovia na Slovensku v sčítaniach obyvateľov 1980–2011. Bratislava: INFOSTAT.
- Vaňo, B., (2001). Demografická charakteristika rómskej populácie v SR. Bratislava: INFOSTAT, 15 s.
- Vaňo, B., Haviarová, E. (2002). Demografické trendy rómskej populácie. In: Vašečka, M. (ed.) Čačipen pal o Roma. Súhrnná správa o Rómoch na Slovensku. Bratislava: IVO, s. 475-502.
- Vaňo, B., Mészáros, J. (2004). Reprodukčné správanie obyvateľstva v obciach s nízkym životným štandardom. Bratislava: INFOSTAT, 32 s.

6 Potvrdenie projektovej podpory

Článok je čiastkovým výstupom projektu VEGA 2/0064/23 Časové a priestorové zmeny rodinných domácností na Slovensku a ich možné faktory.

Dynamika akútnych infekcií horných dýchacích ciest na Slovensku v ambulantnej praxi v rokoch 2017 - 2022

Dynamics of acute upper respiratory tract infections in Slovakia in outpatient practice in the years 2017 - 2022

Katarína Uchal', Iveta Stankovičová

Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta managementu, Odbojárov 10, 820 05 Bratislava, Slovenská republika

Comenius University in Bratislava, Faculty of Management, Odbojárov 10, 820 05 Bratislava, Slovak Republic

katarina.uchal@fm.uniba.sk, iveta.stankovicova@fm.uniba.sk

Abstrakt: Akútne infekcie horných dýchacích ciest (AIHDC) predstavujú častý dôvod návštevy ambulancie všeobecných lekárov pre dospelých, všeobecných lekárov pre deti a dorast ako aj ambulancií urgentnej zdravotnej starostlivosti. Ich prevalencia je výrazná najmä v zimných mesiacoch a ustupuje v letných mesiacoch. Pomocou viacrozmerného regresného modelu s umelými premennými sme popísali trendovú a sezónnu zložku mesačného časového radu AIHDC. Opatrenia proti pandémie infekcie COVID-19 viedli k výrazným spoločenským zmenám správania, spôsobili zmenu cirkulácie respiračných vírusov a viedli k rapidnému poklesu infekčných ochorení horných dýchacích ciest.

Abstract: Acute upper respiratory tract infections (AURTI) are a frequent reason for visiting general practitioners for adult, general practitioners for children and adolescents as well as emergency outpatient care. Their prevalence is particularly pronounced in the winter months and subsides in the summer months. Using a multidimensional regression model with artificial variables, we described the trend and seasonal component of the monthly AIHDC time series. Measures against the COVID-19 pandemic have led to significant societal behavioural changes, caused a change in respiratory virus circulation in community and led to a rapid decline in upper respiratory tract infectious diseases.

Kľúčové slová: analýza časových radov, akútne infekcie horných dýchacích ciest, ambulantná starostlivosť, COVID-19.

Key words: time series analysis, acute upper respiratory tract infections, outpatient practice, COVID-19.

1 Úvod

Pred vypuknutím pandémie COVID-19 boli akútne infekcie horných dýchacích ciest (AIHDC), ako je bežné prechladnutie, nádcha a iné vírusové ochorenia, jedným z najčastejších dôvodov návštevy v ambulanciách všeobecných lekárov pre dospelých a deti. Tieto infekcie zvyčajne spôsobujú príznaky ako kašeľ, výtok a upchatie nosa, bolesť hrdla, bolesť hlavy, únavu a horúčku. Avšak s výskytom COVID-19 sa dynamika respiračných infekcií ako aj poskytovanie zdravotnej starostlivosti v súvislosti s týmito infekciami výrazne zmenila.

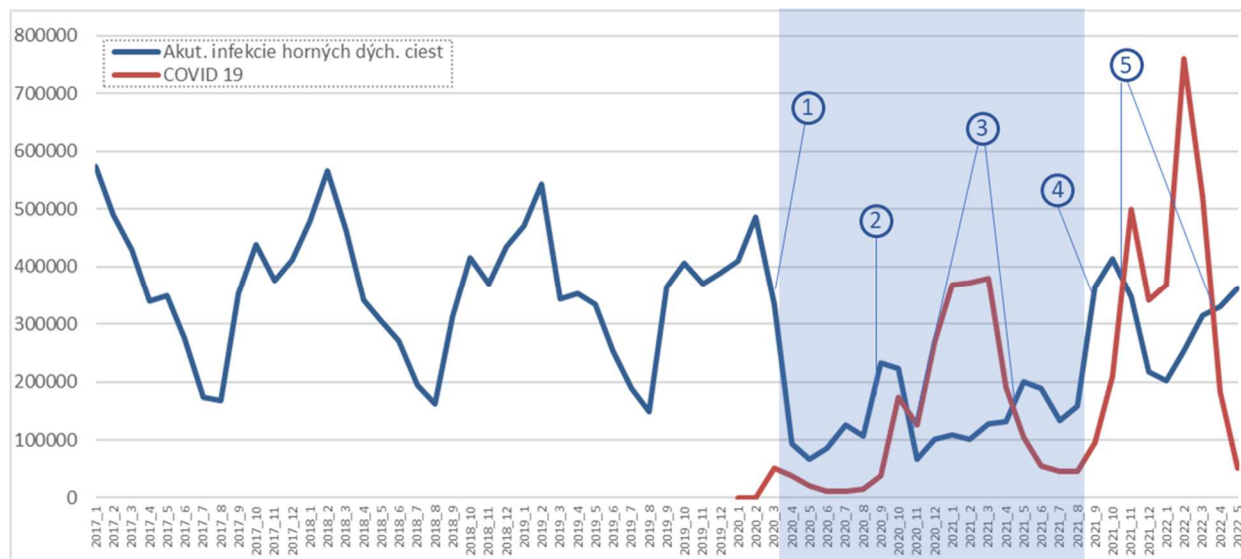
Akútne respiračné infekcie zaznamenávajú nárast každý rok najmä v zimnom období. Zvýšený dopyt po vyšetreniach a testoch u dospelých a detí s respiračnými príznakmi prinieslo aj obdobie pandémie COVID-19 s cieľom odlišiť bežnú infekciu od vysoko infekčného ochorenia COVID-19. Všeobecní lekári pre dospelých, lekári pre deti a dorast ako aj ambulancie urgentného príjmu zohrávajú kľúčovú úlohu pri riadení pacientov s akútnym respiračným infektom ako aj s podozrením na COVID-19.

Výskyt akútnych infekcií horných dýchacích ciest v bežnom období vykazuje sezónne znaky, ktoré sa pravidelne počas roka opakujú. Počas teplejších mesiacov, najmä v mesiacoch letných prázdnin (júl, august) je prevalencia infekcií respiračných ciest nízka. V jesenných mesiacoch nástupom detí do škôl a škôlok sa chorobnosť a tým aj návšteva ambulancií zvyšuje (najmä v mesiaci október) a v zimných mesiacoch dosahuje každoročne maximá (mesiace december, január, február) (pozri graf 1, obdobie január 2017 až február 2020).

Počas obdobia pandémie COVID-19 došlo k zmene dynamiky AIHDC. V Slovenskej republike boli prijaté opatrenia na boj proti šíreniu vírusu COVID-19, čo ovplyvnilo cirkuláciu baktérií a vírusov spôsobujúcich respiračné ochorenia v populácii. Pri prvej vlne (marec - máj 2020) bol zavedený núdzový stav. Školy a škôlky ostali zatvorené, obmedzili sa verejné zhromaždenia aj obchodné prevádzky. Obmedzenie pohybu obyvateľstva, zákaz verejných podujatí a zavedenie povinného nosenia respirátorov a rúšok na verejnosti malo za cieľ zastaviť alebo aspoň obmedziť šírenie infekcie COVID-19. Striktné pravidlá a opatrenia, tzv. tvrdý lockdown, ktoré boli prijaté na začiatku pandémie držali počet infikovaných osôb počas prvej vlny pandémie pod kontrolou (Pažitný et al., 2022). Tieto opatrenia viedli s výrazným spoločenským zmenám správania, ktoré spôsobili zmenu cirkulácie respiračných vírusov a viedli k rapidnému poklesu infekčných ochorení horných dýchacích ciest (graf 1, bod 1).

Od júna 2020 došlo k postupnému uvoľňovaniu opatrení a obnove niektorých činností, otvorení hraníc a obnove turistického ruchu. S uvoľňovaním opatrení v lete 2020 sa situácia začala postupne meniť a prípady akútnych infekcií horných dýchacích ciest ako aj COVID-19 začali stúpať. Na grafe 1 vidíme, že absolútny počet prípadov AIHDC je vyšší ako počet prípadov s COVID-19. Pred druhou vlnou pandémie, ktorá na Slovensku prebiehala od augusta 2020 do mája 2021, zaznamenávame mierny nárast AIHDC v mesiacoch september - október 2020 (graf 1, bod 2). Pri zvyšovaní počtu potvrdených prípadov pacientov s COVID-19 sa znižoval počet pacientov, ktorí navštívili ambulanciu s AIHDC. Táto situácia trvala medzi novembrom 2020 až aprílom 2021 (graf 1, bod 3). Po druhej vlne počet pacientov v ambulanciách opäť mierne rástol, výraznejšie v mesiacoch september a október 2021 (graf 1, bod 4) a s treťou vlnou pandémie (september

2021 až apríl 2022) sa opäť znížil (graf 1, bod 5). V máji 2022 vidíme opätovne nárast AIHDC pri zníženom počte pacientov s COVID-19 v ambulantnej praxi.



Graf 1 Vývoj počtu pacientov v ambulantnej praxi s AIHDC a s COVID-19 od januára 2017 do mája 2022 (Zdroj: údaje z Národného centra zdravotníckych informácií)

Analyzovať a popísať mesačný časový rad poskytnutej zdravotnej starostlivosti pacientom s akútnou infekciou horných dýchacích ciest v ambulantnej praxi budeme z hľadiska dekompozície časového radu na jednotlivé zložky, na trendovú, sezónnu a náhodnú zložku.

Základný súbor dát prvého modelu obsahuje mesačné počty pacientov s AIHDC v ambulantnej praxi pred pandémiou COVID-19, časový úsek od januára 2017 do februára 2020. Druhý model je vytvorený na celom dostupnom rozsahu dát pacientov s AIHDC v ambulantnej praxi (od januára 2017 do mája 2022). Základné, empirické dáta tretieho modelu, okrem počtu pacientov s AIHDC, obsahujú aj počet pacientov s COVID-19 v ambulantnej praxi na celom časovom rozsahu dostupných dát (tabuľka 1).

Tab. 1 Obsah a rozsah základného dátového súboru modelov časových radov (Zdroj: vlastné spracovanie)

Model	Diagnózy	Časový rad (počet mesiacov)
Model 1	J00-J06	Január 2017 až február 2020 (t=38)
Model 2	J00-J06	Január 2017 až máj 2022 (t=65)
Model 3	J00-J06 a U07	Január 2017 až máj 2022 (t=65)

2 Použité dáta a metodika

2.1 Použité dáta

Dáta na analýzu boli získané z Národného centra zdravotníckych informácií (NCZI) podľa údajov od zdravotných poisťovní zasielaných do NCZI podľa § 15 ods. 6 zákona č. 581/2004 Z. z. o ZP, dohľade nad zdravotnou starostlivosťou a o zmene a doplnení niektorých zákonov v znení neskorších predpisov a v zmysle zákona č. 153/2013 Z.z. Dáta boli agregované na mesačnú bázu za obdobie od 1. januára 2017 do 31. mája 2022. Ide o počty pacientov, ktorým bola uhradená ambulantná zdravotná starostlivosť z verejného zdravotného poistenia v odborných útvaroch: ambulancia alebo ambulancia centrálného príjmu v súvislosti s vybranými diagnózami z územia celého Slovenska.

Pre analýzu boli vybrané diagnózy J00 až J06: Akútne infekcie horných dýchacích ciest podľa Medzinárodnej klasifikácie chorôb 10¹⁵ (tabuľka 2). Dáta boli roztriedené podľa roku, mesiaca, kódu diagnózy. Mesačné časové rady boli analyzované pomocou troch viacrozmerných regresných modelov.

Tab. 2 Kódy diagnóz akútnych infekcií horných dýchacích ciest podľa MKCH 10 (Zdroj: MKCH 10)

Kód diagnózy	Popis podľa MKCH 10
J00	Akútny zápal nosohltana [nádcha]
J01	Akútny zápal prínosových dutín
J02	Akútny zápal hltana
J03	Akútny zápal mandlí
J04	Akútny zápal hrtana a priedušnice
J05	Akútny obštrukčný zápal hrtana a akútny zápal hrtanovej príklopky [epiglotitída]
J06	Akútna infekcia horných dýchacích ciest na viacerých a bližšie neurčených miestach

Po úvodnej exploatačnej analýze sme sa rozhodli skúmať časový rad J00-J06 na dvoch obdobiach. Prvé obdobie je od januára 2017 do februára 2020, do vzniku pandémie COVID-19 na území Slovenska. Druhé obdobie je celé obdobie, za ktoré máme dostupné dáta od januára 2017 do mája 2022. Nakoľko infekcia COVID-19 sa šíri podobne ako AIHDC, kvapôčkový prenos, sčítali sme počty pacientov s AIHDC a diagnóz súvisiacich s COVID-19 (tabuľka 3) na celom období od januára 2017 do mája 2022.

¹⁵ Medzinárodná klasifikácia chorôb MKCH-10, <https://www.nczisk.sk/Standardy-v-zdravotnictve/Pages/Medzinarodna-klasifikacia-chorob-MKCH-10.aspx>

Tab. 3 Kódy diagnóz infekcia COVID-19 podľa MKCH 10 (Zdroj: MKCH 10)

Kód diagnózy	Popis podľa MKCH 10
U07.1	Potvrdená infekcia COVID-19
U07.2	Podozrenie z infekcie COVID-19
U07.3	Potvrdená infekcia COVID-19 PCR testom
U07.4	Potvrdená infekcia COVID-19 Ag testom

2.2 Metodika

Pre analýzu časového radu sme zvolili model viacnásobnej regresie s umelými premennými. Model využíva umelé premenné na kvantifikáciu vplyvu príslušného obdobia na predpovedanú hodnotu skúmanej premennej. Predpokladáme, že časový rad má lineárny trend a mesačnú sezónnosť, pričom sezónnu zložku sme vyjadrili pomocou umelých premenných. Každá umelá premenná priraduje jednotku hodnote časového radu v čase nachádzajúcej sa v danej sezóne a nulu priraduje hodnote, ktorá sa v danej sezóne nenachádza. Pre dvanásťmesačnú sezónnosť sú príznačné umelé premenné M_t , kde $t=1, 2, 3, \dots, 12$, ktoré v januári nadobúdajú hodnoty: $M_1 = (1,0,0,0,0,0,0,0,0,0,0,0)$, vo februári: $M_2 = (0,1,0,0,0,0,0,0,0,0,0,0)$, atď. Tým, že umelá premenná nadobúda v istom pozorovaní hodnotu jedna deklaruje, že v tomto období bude k hodnote generovanej z lineárneho trendu pripočítaná hodnota sezónneho výkyvu, ktorý je v tomto prípade vyčíslený oproti východiskovému obdobiu, ktorým je dvanásť mesiac. Hodnoty sú v tomto mesiaci nulové a jeho vplyv je zahrnutý v úrovňovej konštante lineárneho trendu, ktorú interpretujeme v zmysle východiskovej úrovne skúmanej premennej (Chajdiak et al., 1997).

Model viacnásobnej regresie mesačného časového radu s trendovou funkciou a umelými premennými je možné zapísať v tvare:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 M_1 + \beta_3 M_2 + \beta_4 M_3 + \beta_5 M_4 + \beta_6 M_5 + \beta_7 M_6 + \beta_8 M_7 + \beta_9 M_8 + \beta_{10} M_9 + \beta_{11} M_{10} + \beta_{12} M_{11} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Model obsahuje trendovú, sezónnu aj náhodnú zložku. Odhad modelu vypočítaný z empirických hodnôt je možné zapísať ako:

$$\hat{y}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\beta}_2 M_1 + \hat{\beta}_3 M_2 + \hat{\beta}_4 M_3 + \hat{\beta}_5 M_4 + \hat{\beta}_6 M_5 + \hat{\beta}_7 M_6 + \hat{\beta}_8 M_7 + \hat{\beta}_9 M_8 + \hat{\beta}_{10} M_9 + \hat{\beta}_{11} M_{10} + \hat{\beta}_{12} M_{11}, \quad (2)$$

kde

- y_t je skutočný počet pacientov v mesiaci t ,
- \hat{y}_t je odhadnutý počet pacientov v mesiaci t na základe modelu,
- t je časová premenná, ktorá zastupuje mesiace v časovom rade,

- M_1, M_2, \dots, M_{11} sú umelé binárne premenné reprezentujúce jednotlivé mesiace roka,
- $\hat{\beta}_0$ je odhad parametra lokujúcej konštanty (intercept),
- $\hat{\beta}_1$ je odhad parametra regresného koeficientu pre časovú premennú t ,
- $\hat{\beta}_{2-12}$ sú odhady parametrov regresných koeficientov pre mesiace M_1 až M_{11} ,

Model viacnásobnej regresie mesačného časového radu zohľadňuje lineárny trend v časovom rade ako aj sezónnu zložku. Odhadovaná hodnota parametra $\hat{\beta}_0$ predstavuje priemerný konštantný trend očakávaného počtu pacientov, resp. počet pacientov v poslednom mesiaci roku 2016. Odhadovaná hodnota parametra $\hat{\beta}_1$ vyjadruje rýchlosť a smer zmeny za jednotku časového radu, teda ako rýchlo počet pacientov každým mesiacom narastá alebo klesá. Bodové odhady parametrov regresného modelu reprezentujú zmenu jednotlivých mesiacov M_1 až M_{11} oproti poslednému mesiacu M_{12} . Lineárny regresný model bol vytvorený pomocou nezávislých parametrov, a to času (t) a 11 umelých binárnych premenných (M_1 až M_{11}) v programe MS Excel.

Testovanie modelu ako celku sme vykonali pomocou koeficientu determinácie R^2 , ktorým sa overuje významnosť modelu. Koeficient determinácie má tvar:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}, \quad (3)$$

kde:

- \hat{y}_t - odhadovaná hodnota premennej y ,
- \bar{y} - aritmetický priemer premennej y .

Hodnota koeficientu determinácie sa pohybuje v rozmedzí 0 až 1 a vyjadruje, aké percento z celkového rozptylu závislej premennej je v modeli vysvetlené variabilitou nezávislých premenných (Arlt et al., 2002). Štatistickú významnosť koeficientu determinácie overíme F -testom. Štatistickú významnosť parametrov modelu overíme pomocou t -štatistiky.

Presnosť jednotlivých odhadov modelov sme overovali pomocou vybraných mier (ukazovateľov, charakteristík). Každá vzdialenosť bodov skutočnej hodnoty základného súboru y_t od odhadnutej hodnoty \hat{y}_t predstavuje odchýlku e_t , rezíduum modelu viacnásobnej regresie:

$$e_t = y_t - \hat{y}_t \quad (4)$$

Priemerná absolútna chyba (mean absolute error – MAE) je interpretáciou priemernej absolútnej odchýlky skutočných hodnôt od odhadnutých hodnôt v tých istých merných jednotkách, v akých je vyjadrený časový rad.

$$\text{MAE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |y_t - \hat{y}_t| = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |e_t| \quad (5)$$

Priemerná štvorcová chyba, ktorá sa nazýva aj rozptyl chýb (mean square error – MSE) je citlivá na veľké chyby. Veľké chyby zohrávajú dôležitejšiu úlohu ako v prípade priemernej absolútnej odchýlky. Priemerná štvorcová chyba sa využíva najmä pri porovnávaní rozptylu chýb získaných mnohými matematickými modelmi, ak chceme vybrať model s najnižšou hodnotou MSE, napríklad pri výbere najvhodnejšej vyrovnávacej konštanty

$$\text{MSE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2 \quad (6)$$

Miery presnosti priemerná percentuálna chyba (mean percentage error – MPE) a priemerná absolútna percentuálna chyba (mean absolute percentage error – MAPE) vyjadrujú v percentách priemernú veľkosť chýb odhadov v porovnaní so skutočnými hodnotami na celom úseku prognózovania $t = 1, 2, \dots, n$ (Rubliková, 2007).

$$\text{MPE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{(y_t - \hat{y}_t)}{y_t} \cdot 100\% = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{e_t}{y_t} \cdot 100\% \quad (7)$$

$$\text{MAPE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|y_t - \hat{y}_t|}{y_t} \cdot 100\% = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|e_t|}{y_t} \cdot 100\% \quad (8)$$

3 Výsledky

3.1 Model 1

Odhad parametrov modelu viacnásobnej regresie mesačného časového radu AIHDC v ambulantnej praxi v období pred pandémiou COVID-19, od januára 2017 do februára 2020 je:

$$\hat{y}_t = 441097,3 - 1199,8 \cdot t + 64937,0 \cdot M_1 + 104610,5 \cdot M_2 - 11740,3 \cdot M_3 - 77222,2 \cdot M_4 - 91272,1 \cdot M_5 - 152791,0 \cdot M_6 - 232171,2 \cdot M_7 - 257931,8 \cdot M_8 - 72719,7 \cdot M_9 + 5377,1 \cdot M_{10} - 41462,4 \cdot M_{11}$$

Viacnásobný regresný model časového radu s umelými premennými berie do úvahy časovú premennú t , ako aj umelé binárne premenné pre každý mesiac, čo umožňuje popísať lineárny trend a sezónnosť v časovom rade akútnych infekcií horných dýchacích ciest. Odhad parametra $\hat{\beta}_1$ je negatívny ($\hat{\beta}_1 = -1199,8$), čo môžeme interpretovať ako odhadovaný dlhodobý pokles návštevnosti ambulancií s AIHDC medzi rokmi 2017 až 2020. Odhady parametrov viacnásobného regresného modelu pre umelé premenné $\hat{\beta}_{2-12}$ predstavujú odhadované zmeny jednotlivých mesiacov M_1 až M_{11} oproti poslednému mesiacu M_{12} . Kladné odhady parametrov, ako napríklad $\hat{\beta}_2 = 64937,0$ pre mesiac M_1 znamená, že v prvom mesiaci v roku (v januári) sa očakáva zvýšenie priemerného počtu pacientov v porovnaní s mesiacom decembrom (M_{12}). Záporné koeficienty, ako napríklad $\hat{\beta}_5 = -77222,2$ pre M_4 mesiac apríl, znamená,

že v mesiaci apríl je odhadované zníženie počtu pacientov, ktorí navštívia ambulanciu s AIHDC, oproti mesiacu december. Detailné výsledky sú prezentované v tabuľke 4.

Tab. 4 Bodové odhady parametrov viacnásobného regresného modelu časového radu AIHDC pred pandémiou (január 2017 až február 2020) (model 1) (Zdroj: vlastné spracovanie)

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
Intercept	441097.3	21478.4	20.537	0.000	396861.7	485332.9
t	-1199.8	478.4	-2.508	0.019	-2185.0	-214.6
M1	64937.0	24132.4	2.691	0.013	15235.4	114638.5
M2	104610.5	24089.7	4.343	0.000	54996.9	154224.1
M3	-11740.3	26030.1	-0.451	0.656	-65350.3	41869.6
M4	-77222.2	25955.3	-2.975	0.006	-130678.1	-23766.4
M5	-91272.1	25889.0	-3.526	0.002	-144591.6	-37952.6
M6	-152791.0	25831.5	-5.915	0.000	-205992.0	-99590.0
M7	-232171.2	25782.8	-9.005	0.000	-285271.8	-179070.6
M8	-257931.8	25742.8	-10.020	0.000	-310950.0	-204913.5
M9	-72719.7	25711.7	-2.828	0.009	-125673.8	-19765.5
M10	5377.1	25689.4	0.209	0.836	-47531.2	58285.4
M11	-41462.4	25676.0	-1.615	0.119	-94343.2	11418.3

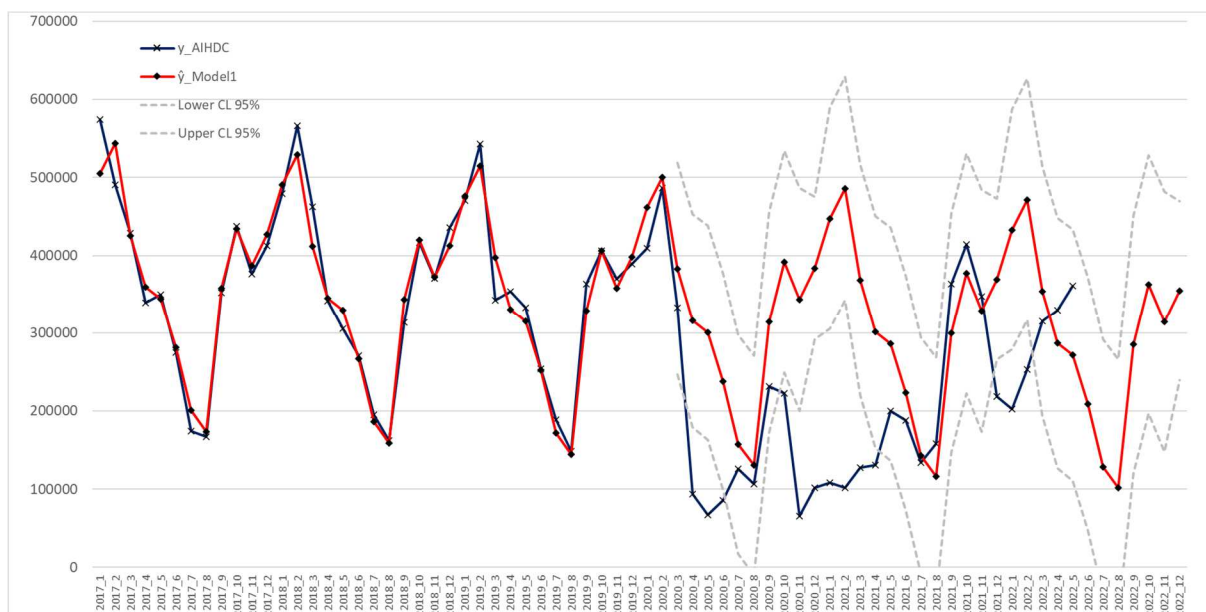
Nárast pacientov s AIHDC v ambulantnej praxi sa každý rok opakuje najmä v mesiacoch január ($\beta_2 = 64937,0$), február (koeficient $\beta_3 = 104610,5$) a október (koeficient $\beta_{11} = 5377,1$). Na jar a v letných mesiacoch dochádza k poklesu výskytu, a tým aj návštevnosti ambulancií s AIHDC, výrazne najmä v mesiacoch jún, júl a august ($\beta_7 = -152791,0$; $\beta_8 = -32171,2$ a $\beta_9 = -257931,8$). Bodové odhady parametrov pre mesiace marec, október a november na hladine významnosti $\alpha=0,1$ nie sú štatisticky významné oproti mesiacu december, p-hodnota je vyššia ako α .

Koeficient determinácie viacnásobného regresného modelu 1 je 94,7%, čo znamená, že variabilita časového radu AIHDC v období január 2017 až február 2020, pred pandémiou COVID-19, je modelom vysvetlená na 94,7%. Štatistická významnosť modelu je vyjadrená F-testom, ktorého hodnota F-štatistiky je 37,173 s p-hodnotou 0.00. Koeficient determinácie ako aj celý model považujeme za štatisticky významný (tabuľka 5).

Priebeh pôvodného a odhadnutého časového radu podľa modelu 1 je uvedený na grafe 2.

Tab. 5 Významnosť a kvalita modelu 1 (Zdroj: vlastné spracovanie)

Regression Statistics	Anova	df	SS	MS	F	Signif. F	
Multiple R	0.973	Regression	12	440963815923.5	36746984660.3	37.173	0.00
R Square	0.947	Residual	25	24713623050.4	988544922.0		
Adjusted R Square	0.921	Total	37	465677438973.9			
Standard Error	31441.1						
Observations	38						

**Graf 2** Vývoj AIHDC v ambulantnej praxi Slovenskej republiky a odhad modelu 1 (Zdroj: vlastné spracovanie)

3.2 Model 2

Odhad parametrov modelu viacnásobnej regresie mesačného časového radu AIHDC v ambulantnej praxi na celom skúmanom období, od januára 2017 do mája 2022 je:

$$\hat{y}_t = 431755,4 - 3345,3 * t + 45806,9 * M_1 + 82225,9 * M_2 + 13609,7 * M_3 - 53340,0 * M_4 - 45148,3 * M_5 - 116539,9 * M_6 - 164288,5 * M_7 - 176164,6 * M_8 + 3632,4 * M_9 + 61390,9 * M_{10} - 8800,5 * M_{11}$$

Odhad parametra trendovej zložky pre časovú premennú t nadobúda aj v tomto modeli negatívnu hodnotu ($\beta_1 = -3345,3$). Skúmaný časový rad má klesajúci trend, čo predstavujem pokles priemernej mesačnej návštevnosti ambulancií s AIHDC medzi rokmi 2017 až 2022 (tabuľka 6).

Odhadované zmeny jednotlivých mesiacov M_1 až M_{11} oproti poslednému mesiacu M_{12} sú vyjadrené odhadmi parametrov viacnásobného regresného modelu pre umelé premenné $\hat{\beta}_{2-12}$. Kladný koeficient $\hat{\beta}_2 = 45806,9$ pre mesiac M_1

znamená, že v prvom mesiaci v roku (v januári) sa očakáva zvýšenie priemerného počtu pacientov v porovnaní s decembrom (M_{12}), zatiaľ čo záporné koeficienty ako $\hat{\beta}_5 = -53340,0$ pre M_4 mesiac apríl znamená, že v mesiaci apríl sa očakáva zníženie priemerného počtu pacientov, ktorí navštívia ambulanciu s AIHDC v porovnaní s decembrom (M_{12}).

Na základe bodových odhadov parametrov pre umelé premenné modelu 2, môžeme interpretovať sezónnu zložku ako každoročný nárast pacientov s AIHDC v ambulantnej praxi najmä v mesiacoch január (koeficient $\hat{\beta}_2 = 45806,9$), február (koeficient $\hat{\beta}_3 = 82225,9$), marec (koeficient $\hat{\beta}_4 = 13609,7$) a október (koeficient $\hat{\beta}_{11} = 61390,9$). S poklesom v jarných a najmä letných mesiacoch ako jún, júl a august ($\hat{\beta}_7 = -116539,9$, $\hat{\beta}_8 = -164288,5$ a $\hat{\beta}_9 = -176164,6$). Významnosť odhadu parametrov oproti poslednému mesiacu december na hladine významnosti $\alpha=0,1$ hodnotíme na základe p-hodnoty, ktorá je vyššia ako stanovená α v mesiacoch január, február, marec, apríl, máj, september, október a november. Štatisticky významne bodové odhady parametrov viacrozmerný regresný model odhadol len pre letné mesiace jún, júl, august.

Tab. 6 Bodové odhady parametrov viacnásobného regresného modelu časového radu AIHDC január 2017 až máj 2022 (model 2) (Zdroj: Vlastné spracovanie)

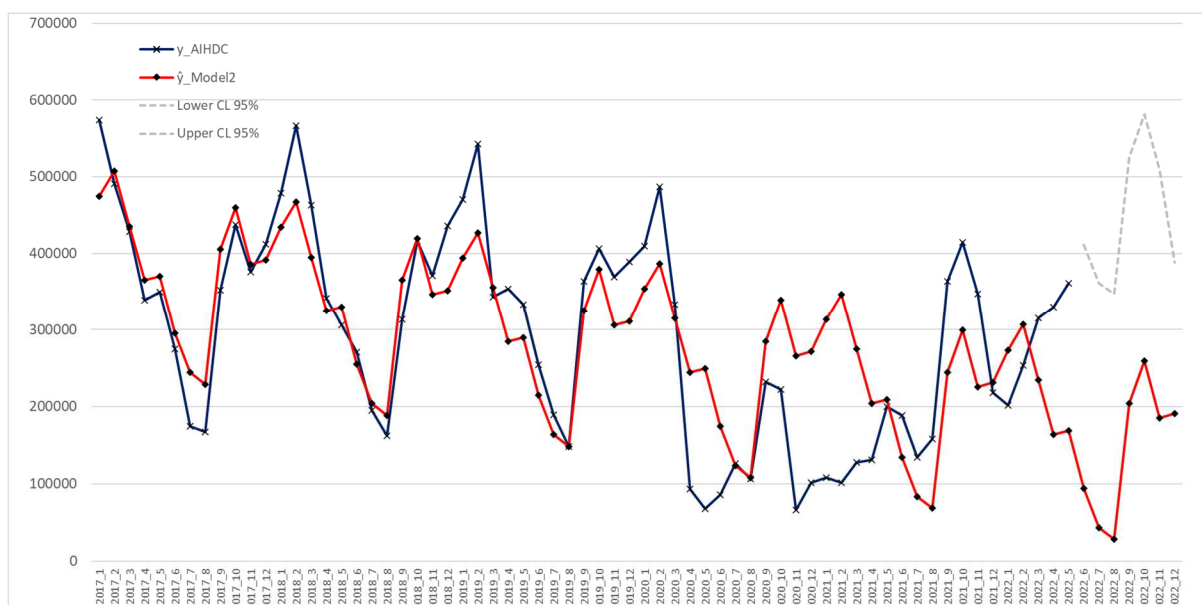
	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
Intercept	431755.4	50718.3	8.513	0.000	329981.7	533529.1
t	-3345.3	664.1	-5.037	0.000	-4677.9	-2012.6
M1	45806.9	60654.8	0.755	0.454	-75905.9	167519.6
M2	82225.9	60622.1	1.356	0.181	-39421.1	203873.0
M3	13609.7	60596.6	0.225	0.823	-107986.2	135205.6
M4	-53340.0	60578.4	-0.881	0.383	-174899.5	68219.4
M5	-45148.3	60567.5	-0.745	0.459	-166685.8	76389.2
M6	-116539.9	63382.2	-1.839	0.072	-243725.7	10645.8
M7	-164288.5	63343.9	-2.594	0.012	-291397.4	-37179.6
M8	-176164.6	63312.6	-2.782	0.008	-303210.7	-49118.6
M9	3632.4	63288.2	0.057	0.954	-123364.7	130629.5
M10	61390.9	63270.8	0.970	0.336	-65571.2	188353.0
M11	-8800.5	63260.3	-0.139	0.890	-135741.6	118140.7

Podľa tabuľky 7 koeficient determinácie modelu 2 je 55,7%, čo znamená, že variabilita empirických dát časového radu AIHDC je modelom vysvetlená len na 55,7%. Štatistická významnosť modelu vyjadrená F-testom je 5,438 s p-hodnotou 0,00. Koeficient determinácie ako aj celý model považujeme za štatisticky významný.

Tab. 7 Významnosť a kvalita modelu 2 (Zdroj: vlastné spracovanie)

Regression Statistics		Anova	df	SS	MS	F	Signif. F
Multiple R	0.746	Regression	12	652797814605.2	54399817883.8	5.438	0.00
R Square	0.557	Residual	52	520185683673.7	10003570839.9		
Adjusted R Square	0.454	Total	64	1172983498278.9			
Standard Error	100017.8						
Observations	65						

Priebeh pôvodného a odhadnutého časového radu podľa modelu 2 je uvedený na grafe 3.



Graf 3 Vývoj AIHDC v ambulantnej praxi Slovenskej republiky a odhad viacnásobného regresného modelu 2 (Zdroj: Vlastné spracovanie)

3.3 Model 3

Odhady parametrov viacnásobného regresného modelu s umelými premennými mesačného časového radu AIHDC a infekcie COVID-19 v ambulantnej praxi v období od januára 2017 do mája 2022 je:

$$\hat{y}_t = 360\,837,9 + 2\,007,3 \cdot t + 73\,486,2 \cdot M_1 + 170\,644,9 \cdot M_2 + 66\,819,8 \cdot M_3 - 95\,945,5 \cdot M_4 - 132\,108,3 \cdot M_5 - 192\,967,4 \cdot M_6 - 248\,003,7 \cdot M_7 - 264\,135,2 \cdot M_8 - 75\,216,9 \cdot M_9 + 26\,677,2 \cdot M_{10} - 468,7 \cdot M_{11}$$

Odhad parametra trendovej zložky časovej premennej t je pri tomto modeli pozitívny ($\hat{\beta}_1 = 2\,007,3$). Zaradenie infekcie COVID-19 do časového radu skorigovalo pokles AIHDC počas mesiacov pandémie. Návštevnosť ambulancií pacientov s AIHDC alebo infekciou COVID-19 medzi rokmi 2017 až 2022 rástla. Plný výstup je k dispozícii v tabuľke 8.

Tab. 8 Odhady parametrov viacnásobného regresného modelu časového radu AIHDC a COVID-19 v ambulantnej praxi január 2017 až máj 2022 (model 3) (Zdroj: Vlastné spracovanie)

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
Intercept	360,837.9	62328.1	5.789	0.000	235767.3	485908.4
t	2007.3	816.2	2.459	0.017	369.6	3645.0
M1	73486.2	74539.1	0.986	0.329	-76087.5	223059.9
M2	170644.9	74498.9	2.291	0.026	21151.9	320137.9
M3	66819.8	74467.6	0.897	0.374	-82610.4	216250.0
M4	-95945.5	74445.2	-1.289	0.203	-245330.8	53439.8
M5	-132108.3	74431.8	-1.775	0.082	-281466.7	17250.0
M6	-192967.4	77890.9	-2.477	0.017	-349266.9	-36667.8
M7	-248003.7	77843.9	-3.186	0.002	-404208.8	-91798.5
M8	-264135.2	77805.3	-3.395	0.001	-420263.0	-108007.3
M9	-75216.9	77775.4	-0.967	0.338	-231284.6	80850.8
M10	26677.2	77754.0	0.343	0.733	-129347.5	182701.9
M11	-468.7	77741.1	-0.006	0.995	-156467.6	155530.3

Odhady parametrov umelých mesačných premenných vyjadrujúce nárast oproti poslednému mesiacu v roku (december), sú kladné v mesiacoch január, február, marec a október ($\hat{\beta}_2 = 73486,2$, $\hat{\beta}_3 = 170644,9$, $\hat{\beta}_4 = 66819,8$ a $\hat{\beta}_{11} = 26677,2$). Záporné odhady parametrov regresných koeficientov umelých mesačných premenných predstavujúce každoročný pokles oproti mesiacu december modelom 3 sú odhadované v mesiacoch apríl až september a november ($\hat{\beta}_5 = -95945,5$, $\hat{\beta}_6 = -132108,3$, $\hat{\beta}_7 = -192967,4$, $\hat{\beta}_8 = -248003,7$, $\hat{\beta}_9 = -264135,2$, $\hat{\beta}_{10} = -75216,9$ a $\hat{\beta}_{12} = -468,7$). Aj model 3 odhaduje v jarých a letných mesiacoch sezónne nižší počet pacientov s AIHDC a infekciou COVID-19, ktorí navštívia ambulanciu.

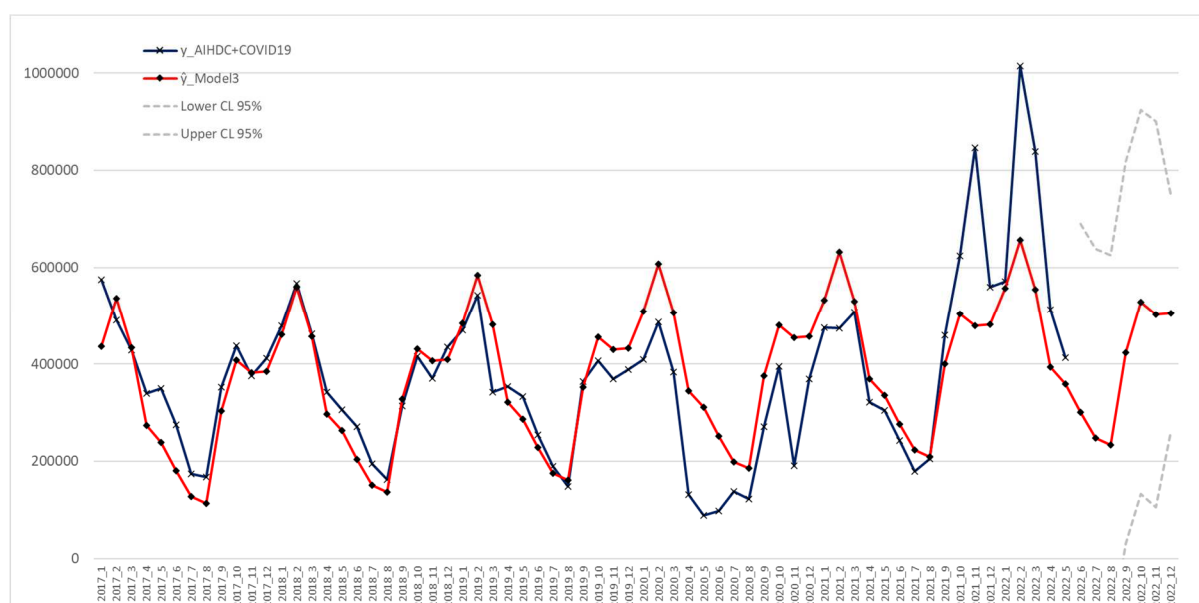
Bodové odhady parametrov mesačných koeficientov regresného modelu oproti poslednému mesiacu december na hladine významnosti $\alpha=0,1$ sú štatisticky nevýznamné pre mesiace január, marec, apríl, september, október a november. P-hodnoty týchto odhadov parametrov je vyššia ako stanovená α . Štatisticky významné bodové odhady parametrov viacrozmerného regresného modelu sú pre mesiace február, máj, jún, júl, august.

Ako uvádza tabuľka 9, koeficient determinácie modelu 3 je 60,6 %, čo znamená, že variabilita empirického časového radu AIHDC a COVID-19 v ambulantnej praxi je modelom vysvetlená na 60,6%. Štatistická významnosť modelu vyjadrená F -testom má hodnotu je 6,656 s p -hodnotou 0,00. Koeficient determinácie ako aj celý model považujeme za štatisticky významný.

Tab. 9 Významnosť a kvalita modelu 3 (Zdroj: vlastné spracovanie)

Regression Statistics		Anova	df	SS	MS	F	Signif. F
Multiple R	0.778	Regression	12	1206684750899.6	100557062575.0	6.656	0.00
R Square	0.606	Residual	52	785591857658.6	15107535724.2		
Adjusted R Square	0.515	Total	64	1992276608558.3			
Standard Error	122912.7						
Observations	65						

Priebeh pôvodného a odhadnutého časového radu podľa modelu 3 je uvedený na grafe 4.

**Graf 4** Vývoj AIHDC a COVID-19 v ambulantnej praxi SR a odhad viacnásobného regresného modelu 3 (Zdroj: Vlastné spracovanie)

3.4 Kvalita odhadov modelov

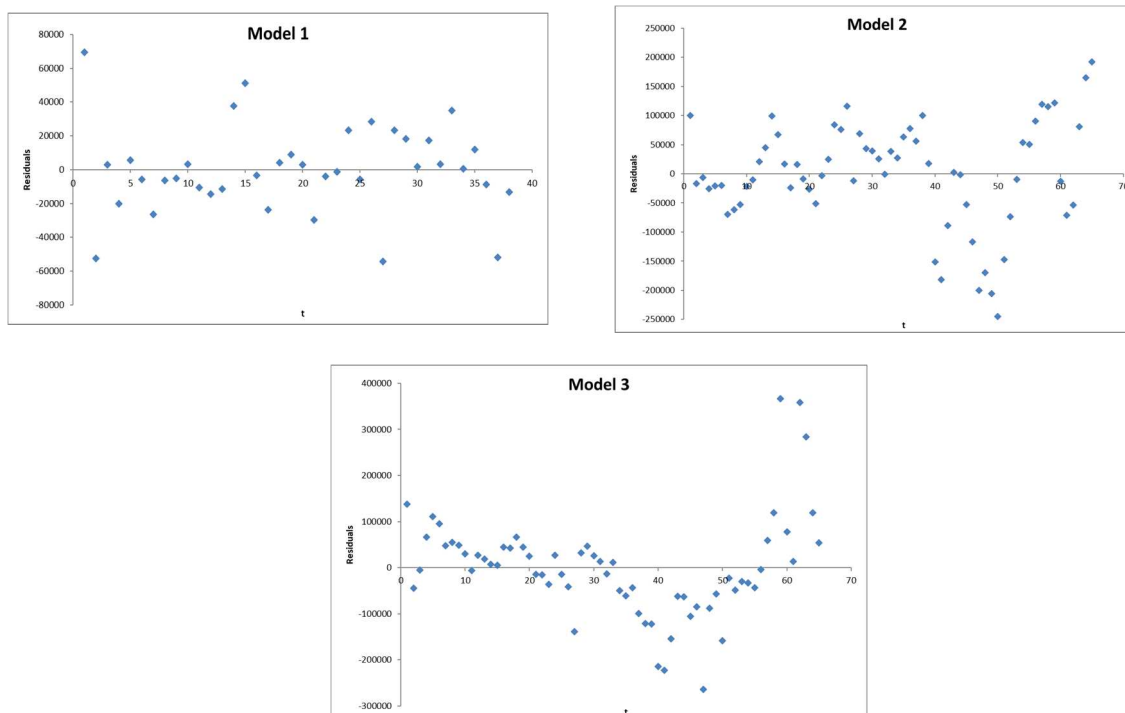
Kvalitu odhadov viacrozmerných regresných modelov sme porovnali pomocou niektorých štatistík. Z hľadiska zachytenia variability časového radu AIHDC v ambulantnej praxi SR je najlepší model 1, ktorý bol vytvorený na dátovom súbore pred obdobia pandémie COVID-19. Model 1 zachytáva variabilitu empirických dát na 94,7%. Na základe ostatných sledovaných charakteristík ako priemerná absolútna chyba (MAE), priemerná štvorcová chyba (MSE), priemerná absolútna percentuálna chyba (MAPE) a priemerná percentuálna chyba (MPE) vykazuje najlepšiu presnosť odhadu model 1. Jeho hodnoty v sledovaných parametroch sú najnižšie oproti ostatným modelom (tabuľka 10).

Tab.10 Miery presnosti predpovede modelov (Zdroj: vlastné spracovanie)

Miera	Model 1	Model 2	Model 3
R ² – koeficient determinácie	94,7%	55,7%	60,6%
Durbin – Watson štatistika	2,1	0,4	0,7
Priemerná absolútna chyba (MAE)	18356,4	68137,2	76344,3
Priemerná štvorcová chyba (MSE)	650358501,3	8002856671,9	12086028579,4
Priemerná absolútna percentuálna chyba (MAPE)	5.0%	39,5%	27,1%
Priemerná percentuálna chyba (MPE)	-0.4%	-19,8%	-10,4%

Durbinov-Watsonov koeficient autokorelácie rezíduí pri modeli 1 nadobúda hodnotu 2,1 (graf 5, model 1), čo považujeme za dostatočne blízko 2, na základe čoho akceptujeme hypotézu H_0 , čiže koeficient autokorelácie nie je štatisticky významný, tzn. reziduá e_t sú navzájom nezávislé (Šoltés, 2008).

Durbinov-Watson koeficient autokorelácie rezíduí pri modeli 2 a 3 nadobúda hodnoty $DW_{M2}=0,4$ a $DW_{M3}=0,7$ (graf 5, modely 2 a 3). Pri rozsahu výberového súboru $n=65$, počtu vysvetľujúcich premenných v regresnom modeli $k=12$ a hladine významnosti $\alpha=0,05$ je kritická hodnota dolného intervalu DW_L je 1,195. Nakoľko platí, že $DW_{M2} \in <0, DW_L$) a $DW_{M3} \in <0, DW_L$) zamietame nulovú hypotézu v prospech hypotézy o pozitívnej autokorelácii rezíduí modelu 2 a 3. V tomto prípade je potrebné zvážiť zaradenie ďalších vysvetľujúcich premenných alebo iných funkcií do modelu.

**Graf 5** Rezíduá viacrozmerných regresných modelov (Zdroj: Vlastné spracovanie)

Na základe vypočítaných štatistík, ktorými sme porovnávali kvalitu modelov ako aj na základe pozitívnej autokorelácie rezíduí modelu 2 a 3, môžeme konštatovať, že obdobie pandémie COVID-19 výrazne zasiahlo do dynamiky akútnych infekcií horných respiračných ciest v ambulantnej praxi. Toto obdobie môžeme považovať za „šokové“, kedy sa zmenila cirkulácia vírusov spôsobujúcich respiračné infekcie a tým aj výskyt a poskytovanie zdravotnej starostlivosti pacientom s AIHDC v odborných ambulanciách na Slovensku.

4 Záver

Viacrozmernou regresnou analýzou sme odhadli trendovú a sezónnu zložku mesačného časového radu pacientov s AIHDC v ambulantnej praxi na Slovensku. Trendová zložka na dostupnom časovom období pred pandemiou bola klesajúca. Sezónna zložka opísala periodické zmeny, ktoré sa opakujú každý rok. V októbri, januári a februári boli modelom odhadnuté najvyššie bodové odhady parametrov mesačných koeficientov. Na jar a v letných mesiacoch sa každým rokom opakuje pokles výskytu respiračných infekcií, a tým aj návštevnosti ambulancií s AIHDC (najmä v mesiacoch jún, júl a august).

Pandémia COVID-19 viedla k bezprecedentným spoločenským zmenám a zmenám ľudského správania, ktoré okrem iného zmenili cirkuláciu respiračných vírusov, a tým aj výskyt respiračných infekcií na Slovensku. Počas obdobia pandémie bol zaznamenaný výrazný pokles poskytovania zdravotnej starostlivosti v súvislosti s AIHDC v ambulantnej praxi na Slovensku. Kvalita oboch regresných modelov, ktoré obsahovali obdobie pandémie COVID-19, bola slabšia. Sezónna zložka bola oproti štandardnému obdobiu, pred pandemiou, zmenená, najmä vplyvom proticovidových opatrení.

Významnú úlohu pri evidencii pacientov, ktorým je poskytovaná zdravotná starostlivosť, je rutinná prax v ambulantnej praxi na Slovensku. Použitý a vykázaný kód diagnózy ochorenia, ktorá môže byť iba predbežná, návšteva ambulancie pacientom s rovnakou diagnózou viac mesiacov po sebe, ako aj postupné zavádzanie nového dočasného kódu pre infekciu COVID-19 sú dôvody, ktoré je potrebné zobrať na zreteľ. Striktné pravidlá, obmedzenie pohybu obyvateľstva, zákaz verejných podujatí a obmedzenie obchodných a iných prevádzok, malo v období pandémie COVID-19 dopad aj na dostupnosť ambulantnej zdravotnej starostlivosti na Slovensku. Niektoré ambulancie sa v krátkom čase prispôbili novej situácii a poskytovanie zdravotnej starostlivosti v časti diagnostiky, sledovania pacienta a manažmentu liečby ochorenia poskytovali aj pomocou telemedicíny.

5 Literatúra

- Arlt, J., Arltová, M., Rublíková, E. (2002). Analýza ekonomických časových řad s příklady. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze. Praha: Oeconomica, 2002.
- Chajdiak, J, Rublíková, E., Gudába, M. (1997). Štatistické metódy v praxi. 2.vyd. Bratislava: Statis.
- NCZI. Medzinárodná klasifikácia chorôb MKCH-10 (s účinnosťou od 01.01.2023). <https://www.nczisk.sk/Standardy-v-zdravotnictve/Pages/Medzinarodna-klasifikacia-chorob-MKC-H-10.aspx>
- Pažitný, P. et al. (2022). Nadúmrtnosť na COVID-19 v kontexte rozhodnutí zdravotnej politiky (roky 2020 - 2022). https://healthcareconsulting.sk/sites/default/files/2022_12_15_ppt_nadumrtnost_1.pdf
- Rublíková, E. (2007). Analýza časových radov. Bratislava: Iura Edition.
- Šoltés, E. (2008). Regresná a korelačná analýza s aplikáciami. Bratislava: Wolters Kluwer.

PES 2023 (Pohľady na ekonomiku Slovenska 2023) Informácia o konaní udalosti SŠDS

PES 2023 (Views on the Slovak economy 2023) Information about an event by SSDS

Dňa 27. apríla 2023 sa konal 21. ročník konferencie ***Pohľady na ekonomiku Slovenska (PES 2023)***. Toto podujatie začala organizovať Slovenská štatistická a demografická spoločnosť (SŠDS) už v roku 2001. Pri vzniku akcie stál dlhoročný predseda SŠDS, doc. Jozef Chajdiak, ktorý taktiež zabezpečil organizáciu prvých 16 ročníkov. Konferencia sa stala jednou z hlavných akcií SŠDS. Predchádzajúce ročníky potvrdili, že konferencia vzbudila záujem u vedeckej a odbornej verejnosti, aj tento ročník dokázal vybudovanú tradíciu významného vedeckého a odborného podujatia. Svojimi výsledkami poskytovala a bude poskytovať podstatné a dôležité informácie o vývoji ekonomiky Slovenskej republiky.

V roku 2020 sa mal konať jubilejný 20. ročník tejto konferencie. Bohužiaľ sa nekonal, lebo na Slovensku sa v apríli 2020 šírila 1. vlna COVID pandémie a v tejto situácii nebolo povolené stretávanie sa ľudí na hromadných akciách. Aj na jar roku 2021 na Slovensku prebiehala 2. vlna COVID pandémie, ktorá bola intenzívnejšia ako pred rokom. Občania Slovenska boli nútení si zvyknúť na prácu z domu a komunikáciu vo väčšej miere zabezpečilo on-line spojenie. Programový a organizačný výbor sa preto rozhodol uskutočniť PES 2021 vo virtuálnom priestore prostredníctvom MS Teams, čiže online formou. V roku 2022 sa však akcia opäť nekonala (ani on-line formou), lebo podmienky pre tvorbu reálnych prognóz boli veľmi nepriaznivé.

V roku 2023 sa SŠDS a programovému výboru podarilo opäť zorganizovať PES on-line formou. Svoje prognózy účastníkom predstavili štyria odborníci – predstavitelia štyroch prognostických inštitúcií na Slovensku. Pozvanie na on-line konferenciu prijali a svoje prognostické výsledky prezentovali zástupcovia Inštitútu finančnej politiky Ministerstva financií Slovenskej republiky (B. Žúdel), Národnej banky Slovenska (J. Doliak), Infostatu (J. Haluška) a Ekonomického ústavu Slovenskej akadémie vied (T. Miklošovič). Na záver pridal prednášku Michal Páleník z Ekonomického ústavu Slovenskej akadémie vied, ktorý rozoberal súčasné vonkajšie vplyvy pre tvorbu prognóz ekonomiky Slovenskej republiky (pozri rámcový program konferencie nižšie).

Pozvánka bola rozposlaná na slovenské ministerstvá, zamestnávateľské zväzy a odbory, predstaviteľom z hospodárskej, bankovej a poisťnej oblasti (hlavne analytikom), ale aj vedcom, učiteľom, študentom a mnohým ďalším. On-line

prihlášku vyplnilo a na konferenciu sa registrovalo 85 záujemcov. Tejto akcie sa opäť mohli zúčastniť bez problémov aj záujemcovia z iných častí Slovenska, ako je Bratislava.

Programový a organizačný výbor konferencie ďakuje autorom za zaujímavé prezentácie prognóz vývoja ekonomiky SR v čase ukončenia COVID pandémie a vojny na Ukrajine a aj účastníkom za diskusiu.

Iveta Stankovičová
predsedníčka SŠDS
členka programového a organizačného výboru

Rámcový program konferencie PES 2023 (on-line cez MS Teams)

13.30 – 13.35 h Otvorenie konferencie

13.35 – 15.55 h Vystúpenia účastníkov s diskusiou.

- *Konvergencia slovenskej ekonomiky* (B. Žúdel, IFP MF SR)
- *Jarná strednodobá predikcia NBS* (J. Beka, M. Doliak, NBS)
- *Makroekonomická výkonnosť slovenskej ekonomiky v roku 2022 a odhad jej výkonnosti v roku 2023* (J. Haluška, Infostat)
- *Strednodobá prognóza vývoja ekonomiky Slovenskej republiky v rokoch 2023 – 2025* (M. Radvanský, T. Miklošovič, EU SAV)
- *Vonkajšie vplyvy pre tvorbu prognóz ekonomiky Slovenskej republiky* (M. Páleník, EU SAV)

15.55 – 16.00 h Záver

EKOMSTAT 2023 – 36. ročník Informácia o konaní udalosti SŠDS

EKOMSTAT 2023 – 36th year Information about an event by SŠDS

V dňoch 28. až 31. mája 2023 sa konalo tradičné podujatie EKOMSTAT, ktoré každoročne organizuje Slovenská štatistická a demografická spoločnosť (SŠDS) v spolupráci s Ekonomickým ústavom Slovenskej akadémie vied. Vedecká konferencia sa uskutočnila ako tradične v priestoroch Domova speváckeho zboru slovenských učiteľov v Trenčianskych Tepliciach. Témou boli *Kvantitatívne metódy na podporu rozhodovania vo vedecko-výskumnej, odbornej a hospodárskej praxi*. Tento rok sa konal už 36. ročník tohto podujatia a v príjemnom prostredí kúpeľného mesta sa stretlo celkovo 23 účastníkov, pričom účasť prijali aj dvaja zahraniční hostia. Príspevky boli prezentované v slovenskom aj anglickom jazyku.

Podujatie začalo plenárnym panelom, v ktorom ako prvý vystúpil prof. T. Bass (Nemecko) s príspevkom o vplyve pandémie na participáciu na trhu práce. Potom nasledoval príspevok J. Peltonena (Fínsko) o optimálnej úrovni rozsahu „Kurzarbeitu“. Záverečné vystúpenie v úvodnom bloku prednášok mala Z. Košťálová s príspevkom o účinnosti opatrení aktívnych politík trhu práce v súvislosti s technologickým pokrokom a potrebou ďalšieho vzdelávania. V ďalšom bloku prezentujúci diskutovali o ekonomickej závislosti a veku odchodu do dôchodku (T. Domonkos), vplyve imigrantov na agregovaný deficit životného cyklu (R. Herasimau) a potrebe odhadu elasticity spotreby tabakových výrobkov (I. Lichner). V poobednom bloku prezentácií boli diskutované aktuálne témy odhadu budúceho vývoja. Na úvod bolo poukázané na vývoj nahradzovacieho dopytu v detailnom členení podľa povolání (T. Miklošovič), následne bola prezentovaná strednodobá prognóza vývoja slovenskej ekonomiky (M. Gogora). Na záver V. Hvozdková poukázala na vplyv vývoja (ne)zamestnanosti na makroekonomickú nestabilitu a divergenciu.

Počas druhého dňa podujatia boli prezentované príspevky opisujúce regionálne rozdiely v štruktúre populačného starnutia na úrovni okresov Slovenskej republiky (I. Stankovičová), implikácie menovej reformy v roku 1953 (V. Páleník) a vývoj štruktúry nezamestnanosti v regiónoch V4 (M. Páleník). V nasledujúcom bloku sa príspevky venovali cenovej transmisii medzi trhmi s bravčovým mäsom v krajinách V4 (S. Kharin), optimalizácii spotreby mäsa na Slovensku (R. Benda Prokeiová) a efektom čerpania eurofondov na medziregionálnu konvergenciu v rámci Slovenska, Českej republiky a Poľska (M. Radvanský).

V tretí deň podujatia sa uskutočnil neformálny workshop venovaný diskusií o procese zberu a spracovaní štatistických údajov.

Vedecká konferencia už tradične poskytla priestor na konštruktívnu odbornú diskusiú o aktuálnych metodických prístupoch a riešeniach aplikačných problémov. Účastníci podujatia si vymenili poznatky z viacerých príbuzných oblastí, boli utužené vzťahy a nadviazané nové kontakty pre možnú budúcu spoluprácu.

Ivan Lichner
predseda organizačného výboru



Obr. 1 Účastníci konferencie (Zdroj: fotografia autora)



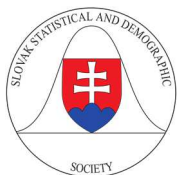
Publikačná etika a vyhlásenie k nekalým praktikám

Redakčná rada Forum Statisticum Slovacum (ďalej len RR FSS) sa v plnom rozsahu stotožňuje s princípmi etiky publikovania deklarovanými Výborom pre publikačnú etiku. RR FSS prijíma štandardy publikačnej etiky a zavádza opatrenia proti akejkoľvek publikácii s nekalými praktikami. Autori predkladajú svoje práce do časopisu na publikovanie s vyhlásením, že predložené práce sú príspevky autorov a neboli kopírované alebo plagizované z iných prác. Editori posudzujú rukopisy na základe ich intelektuálneho obsahu, bez ohľadu na rasu, pohlavie, sexuálnu orientáciu, náboženské vyznanie, etnický pôvod, štátnu príslušnosť alebo politickú filozofiu autorov. RR FSS očakáva, že všetky strany podieľajúce sa na FSS dodržia publikačnú etiku. RR FSS nebude tolerovať plagiátorstvo alebo iné neetické správanie a neuverejní rukopis, ktorý nespĺňa tieto normy.

Zodpovednosť autorov: Autori potvrdzujú, že ich rukopis je ich pôvodnou prácou, že nebol doteraz uverejnený v rovnakej podobe a zároveň nie je v súčasnej dobe podaný na uverejnenie inde. Autori musia bezodkladne oznámiť RR FSS všetky strety záujmov. Autori musia uviesť všetky zdroje použité pri tvorbe svojho rukopisu. Autori musia bezodkladne nahlásiť všetky chyby, ktoré objavia vo svojom rukopise RR FSS.

Zodpovednosť recenzentov: Recenzenti musia oznámiť RR FSS všetky strety záujmov. Recenzenti musia uchovávať informácie týkajúce sa rukopisu ako dôvernú. Recenzent musí upozorniť predsedu RR FSS na informácie, ktoré môžu byť dôvodom na zamietnutie vydania rukopisu. Recenzenti posudzujú rukopisy len na základe ich intelektuálneho obsahu.

Zodpovednosť RR FSS: RR FSS musí uchovávať informácie o podaných rukopisoch ako dôvernú. RR FSS musí posúdiť rukopisy len na základe ich intelektuálneho obsahu. RR FSS rozhoduje o zverejnení predložených rukopisov. RR FSS odmietne príspevok, ktorý nie je v súlade s požiadavkami etiky publikovania.



Publication ethics and malpractice statement

The Editorial Board of Forum Statisticum Slovacum (hereinafter abbreviated as EB/FSS) is fully associated with the principles of ethics of publication declared by the Committee of Publication Ethics. The EB/FSS is committed to upholding the highest standards of publication ethics and takes all possible measures against any publication malpractices. Authors submitting their works to the journal for publication as original articles attest that the submitted works represent their authors' contributions and have not been copied or plagiarized in whole or in part from other works. An editor at any time evaluate manuscripts for their intellectual content without regard to race, gender, sexual orientation, religious belief, ethnic origin, citizenship, or political philosophy of the authors. The EB/FSS expects all parties participating in the publication of Forum Statisticum Slovacum commit to these publication ethics. The EB/FSS does not tolerate plagiarism or other unethical behaviour and will remove any manuscript that does not meet these standards.

Author responsibilities: Authors certify that their manuscripts are their original work unpublished previously elsewhere in the same form and not currently being considered for publication elsewhere. Authors must notify the EB/FSS of any conflicts of interest without any delay. Authors must identify all sources used in the creation of their manuscript. Authors must report any errors they discover in their manuscript to the EB/FSS without any delay.

Reviewer responsibilities: Reviewers must notify the EB/FSS of any conflicts of interest. Reviewers must keep information pertaining to the manuscript confidential. Reviewers must bring to the attention of the head of EB/FSS any information that may be reason to reject publication of a manuscript. Reviewers must evaluate manuscripts only for their intellectual content.

Editorial responsibilities: The EB/FSS must keep information pertaining to submitted manuscripts confidential. The EB/FSS must evaluate manuscripts only for their intellectual content. The EB/FSS is responsible for making publication decisions for submitted manuscripts. EB/FSS refuses the manuscript, which is not in accordance with the requirements of publishing ethics.

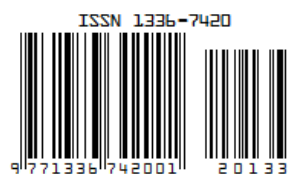
Obsah / Table of contents*Odborné a vedecké články / Instructive and regular papers*

Vybrané charakteristiky trhu práce ovplyvňujúce mieru samozamestnanosti v krajinách Vyšehradskej skupiny Selected labour market characteristics influencing the self-employment rate in the Visegrád Group countries	
Martin Boďa, Mariana Považanová, Lenka Ďurčanská.....	1
Makroekonomická výkonnosť slovenskej ekonomiky v roku 2022 a odhad jej výkonnosti v roku 2023% Macroeconomic performance of the Slovak economy in 2022 and estimate of its performance in 2023%	
Ján Haluška, Branislav Pristáč	20
Výplata dividend a relatívny peňažný obsah podielov amerických firiem Paying dividends and relative pecuniary content of American shares	
Radoslav Jeřábek, Martin Boďa	28
Jak stáhnout data z webové stránky pomocí programového systému SAS% How to scrape data from a web page using the SAS software system environment%	
Roman Pavelka.....	50
Plodnosť žien rómskej národnosti na Slovensku podľa výsledkov sčítania obyvateľov 2021 Fertility of women of Roma nationality in Slovakia according to the results of the Population and Housing Census 2021	
Branislav Šprocha	62
Dynamika akútnych infekcií horných dýchacích ciest na Slovensku v ambulatnej praxi v rokoch 2017 - 2022 Dynamics of acute upper respiratory tract infections in Slovakia in outpatient practice in the years 2017 - 2022	
Katarína Uchal', Iveta Stankovičová	75

% = odborný článok / instructive paper

Zo života SŠDS / From the life of SŠDS

PES 2023 (Pohľady na ekonomiku Slovenska 2023) [informácia o konaní udalosti SŠDS] PES 2023 (Views on the Slovak economy 2023) [information about an event by SŠDS]	
Iveta Stankovičová	91
EKOMSTAT 2023 – 36. ročník [informácia o konaní udalosti SŠDS] EKOMSTAT 2023 – 36th year [information about an event by SŠDS]	
Ivan Lichner	93



Cena / price: 25 €
Ročné predplatné / annual subscription: 50 €
Publikované / published: 06/2023