UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY



VPLYV VLÁDNYCH VÝDAVKOV A EXPORTU NA RAST HDP

DIPLOMOVÁ PRÁCA

2025 Bc. Oliver Vladovič

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY

VPLYV VLÁDNYCH VÝDAVKOV A EXPORTU NA RAST HDP

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Študijný program:	Ekonomicko-finančná matematika a modelovanie
Študijný odbor:	1113 Matematika
Školiace pracovisko:	Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky
Vedúci práce:	doc. RNDr. Ján Boďa, CSc.

Bratislava 2025 **Bc. Oliver Vladovič**





Univerzita Komenského v Bratislave
Fakulta matematiky, fyziky a informatiky

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

Meno a priezvisko študenta: Bc. Oliver Vladovič
Študijný program: ekonomicko-finančná matematika a modelovanie (Jednoodborové štúdium, magisterský II. st., denná forma)
Študijný odbor: matematika
Typ záverečnej práce: diplomová
Jazyk záverečnej práce: slovenský
Sekundárny jazyk: anglický

Názov: Vplyv vládnych výdavkov a exportu na rast HDP
The impact of government expenditures and exports on GDP growth

Anotácia: Za dlhšie časové obdobie vyšetriť vplyvy zmien vládnych výdavkov a zmien výšky exportu na rast HDP Slovenska.

Vedúci: doc. RNDr. Ján Boďa, CSc.
Katedra: FMFI.KAMŠ - Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky
Vedúci katedry: doc. Mgr. Igor Melicherčík, PhD.

Dátum zadania: 12.01.2024

Dátum schválenia: 25.01.2024

prof. RNDr. Daniel Ševčovič, DrSc.
garant študijného programu

.....
študent

.....
vedúci práce

Čestne vyhlasujem, že celú diplomovú prácu na tému „Vplyv vládnych výdavkov a exportu na rast HDP“, vrátane všetkých jej obrázkov, som vypracoval samostatne, a to s použitím literatúry uvedenej v priloženom zozname a nástrojov umelej inteligencie. Vyhlasujem, že nástroje umelej inteligencie som použil v súlade s príslušnými právnymi predpismi, akademickými právami a slobodami, etickými a morálnymi zásadami za súčasného dodržania akademickej integrity a že ich použitie sa vzťahuje výlučne na formálnu úpravu textu, preto v práci ďalej nie sú osobitne označené.

Poďakovanie

Srdečne ďakujem môjmu školiteľovi doc. RNDr. Jánovi Boďovi, CSc. za jeho odborné rady, ochotu a vedenie pri písaní diplomovej práce.

Abstrakt

VLADOVIČ, Oliver: Vplyv vládnych výdavkov a exportu na rast HDP [Diplomová práca], Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky; školiteľ: doc. RNDr. Ján Boďa, CSc., Bratislava: UK, 2025, 93 s.

Diplomová práca sa zaoberá analýzou vzťahov medzi vládnymi výdavkami a HDP a exportom a HDP na Slovensku medzi rokmi 2000 až 2023. Cieľom je preskúmať, do akej miery vládne výdavky a export prispievajú k rastu a ovplyvňujú HDP. V práci sa zaoberáme makroekonomickými teóriami v kontexte tejto problematiky. Skúmame vzájomnú koreláciu daných premenných, pričom sa venuje pozornosť aj časovým oneskoreniam v ich vzájomnom vzťahu. V druhej etape sa testujú kauzálne vzťahy medzi HDP, vládnymi výdavkami a exportom, pričom sa využíva VAR model, Grangerova a okamžitá kauzalita, impulzné odozvy a dekompozícia predikčnej chyby. V poslednej etape sa vytvárajú predikčné modely HDP pomocou ARIMA a VAR prístupov. Výsledky výskumu naznačujú, že celkové vládne výdavky nevykazujú kauzálny vzťah s HDP, zatiaľ čo nami zvolená podmnožina výdavkov a čistý export vykazujú výrazný kauzálny vplyv na vývoj HDP. Očakáva sa, že výsledky pomôžu lepšie pochopiť dynamiku slovenského hospodárstva a prispejú k formulovaniu efektívnejších hospodárskych politík.

Kľúčové slová: Vládne výdavky, Hrubý domáci produkt, Export, Korelačná analýza, Kauzálne vzťahy, Slovenská ekonomika

Abstract

VLADOVIČ, Oliver: The impact of government expenditures and exports on GDP growth [Master´s Thesis], Comenius University in Bratislava, Faculty of Mathematics, Physics and Informatics, Department of Applied Mathematics and Statistics; Supervisor: doc. RNDr. Ján Boďa, CSc., Bratislava: UK, 2025, 93 pp.

The thesis analyzes the relationships between government expenditures and GDP, and exports and GDP in Slovakia from 2000 to 2023. The aim is to examine the extent to which government spending and exports contribute to economic growth and influence GDP. The work explores macroeconomic theories in the context of this issue. It investigates the mutual correlation between the selected variables, with particular attention paid to time lags in their interactions. In the second phase, causal relationships between GDP, government expenditures, and exports are tested using a VAR model, Granger causality, instantaneous causality, impulse response functions, and forecast error variance decomposition. In the final phase, GDP forecasting models are constructed using ARIMA and VAR approaches. The research findings suggest that total government expenditures do not exhibit a causal relationship with GDP, whereas the selected subset of expenditures and net exports show a significant causal impact on GDP development. The results are expected to contribute to a better understanding of the dynamics of the Slovak economy and to support the formulation of more effective economic policies.

Keywords: Government expenditures, Gross Domestic Product, Export, Correlation analysis, Causal relationships, Slovak economy

Obsah

Úvod **9**

1 Vplyv vládnych výdavkov a exportu na HDP podľa keynesiánskej teórie 11

1.1 Multiplikačný efekt a multiplikátor vládnych výdavkov 12

1.2 Agregátny dopyt 14

1.3 Elasticita agregátneho dopytu a crowding out efekt 16

2 Korelačná analýza vládnych výdavkov a HDP a exportu a HDP Slovenskej republiky 18

2.1 Korelácia medzi vládnymi výdavkami a HDP 19

2.2 Korelácia medzi čistým exportom a HDP 20

2.3 Vplyv posunutých vládnych výdavkov na HDP 22

2.4 Vplyv posunutého čistého exportu na HDP 24

2.5 Vplyv posunutého HDP na vládne výdavky 26

2.6 Vplyv posunutého HDP na čistý export 27

2.7 Štruktúra vládnych výdavkov 29

2.7.1 Mzdy, platy, služobné príjmy a ostatné osobné vyrovnania 30

2.7.2 Poistné a príspevok do poisťovní 31

2.7.3 Tovary a služby 33

2.7.4 Bežné transfery 35

2.7.5 Splácanie úrokov a platby súvisiace s úverom 37

2.7.6 Obstarávanie kapitálových aktív 38

2.7.7 Kapitálové transfery 41

2.8 Zhrnutie 43

3 Kauzálna analýza v prostredí VAR modelu 44

3.1 Vektorový autoregresný model (VAR) 45

3.2 Grangerova kauzalita 46

3.3 Okamžitá kauzalita 47

3.4 Impulzné odozvy 48

3.5 Dekompozícia predikčnej chyby 51

3.6 Vzťah medzi HDP a vládnymi výdavkami 52
3.7 Vzťah medzi HDP a vybranými typmi vládnych výdavkov 61
3.8 Vzťah medzi HDP a čistým exportom 67
3.9 Vzťah medzi HDP, vybranými vládnymi výdavkami a čistým exportom . . 72
3.10 Zhrnutie 77

4 Predikčné modelovanie HDP **79**
4.1 ARIMA model 79
4.2 VAR modely 81
4.3 Zhrnutie 84

Záver **86**

Úvod

Otázka vzťahu medzi verejnými výdavkami, zahraničným obchodom a vývojom hrubého domáceho produktu patrí medzi často diskutované témy v makroekonomickej literatúre. Vládne výdavky ovplyvňujú dopytovú stranu ekonomiky, zatiaľ čo export predstavuje spojenie domácich producentov so zahraničným trhom. V podmienkach otvorenej ekonomiky, akou je aj Slovenská republika, je sledovanie týchto väzieb dôležité pre pochopenie mechanizmov, ktoré stoja za vývojom hospodárskej aktivity. Cieľom tejto práce je analyzovať, ako sa tieto vzťahy prejavujú v slovenskom hospodárstve, so zameraním na vývoj v rokoch 2000 až 2023. Dôraz kladieme najmä na analýzu časových súvislostí, možných príčinných väzieb a štatistických korelácií medzi HDP, verejnými výdavkami a čistým exportom.

Vzťahy medzi vládnymi výdavkami, exportom a HDP sú zložité nielen kvôli ich ekonomickému charakteru, ale aj kvôli časovým oneskoreniam a spätným väzbám, ktoré v praxi často vznikajú. Rozpočtová politika môže mať krátkodobé aj dlhodobé dôsledky, pričom jej účinky sa nemusia prejaviť okamžite. Rovnako výkon exportu závisí nielen od domácej produkcie, ale aj od vývoja v zahraničí, cien komodít či výmenného kurzu. V tejto práci preto venujeme pozornosť nielen vzájomným vzťahom medzi týmito premennými, ale aj ich časovej štruktúre a možnému smerovaniu kauzality.

Analýza vychádza z dostupných údajov pre Slovenskú republiku za obdobie rokov 2000 až 2023. Údaje sme podrobili transformačným úpravám, aby spĺňali predpoklady potrebné pre ekonometrické modelovanie. Následne sme pomocou vektorových autoregresných modelov, testov Grangerovej a okamžitej kauzality, impulzných odoziev a rozkladov predikčnej chyby analyzovali vzťahy medzi premennými z rôznych uhlov pohľadu.

Cieľom analýzy je zhodnotiť, či medzi sledovanými premennými existujú štatisticky významné väzby. Vládne výdavky sme neskúmali iba ako jednu agregovanú veličinu, ale vytvorili sme aj užšiu podmnožinu ekonomicky relevantných položiek a skúmali sme či vzťah medzi nimi a HDP vzrástol.

V ďalšej časti práce sme doplnili výskum o predikčné modelovanie. Využili sme základný ARIMA model a VAR modely s exogénnymi premennými. Na záver boli jednotlivé modely porovnané podľa ich AIC a BIC kritérií, pričom sme sa zamerali na ich stabilitu, predikčnú presnosť a schopnosť realisticky vystihnúť vývoj HDP v najbližších rokoch.

Táto práca tak poskytuje ucelený pohľad na súvislosti medzi verejnými výdavkami,

exportom a HDP v kontexte slovenskej ekonomiky a môže slúžiť ako východisko pre ďalšie analýzy v oblasti fiškálnej a obchodnej politiky.

1 Vplyv vládnych výdavkov a exportu na HDP podľa keynesiánskej teórie

Keynesiánska ekonomická teória hovorí o agregátnom dopyte, ako o rozhodujúcej sile, ktorá formuje hospodársky rast a úroveň zamestnanosti. Podľa tejto teórie je hospodárska aktivita primárne poháňaná celkovým dopytom po tovaroch a službách, pričom vláda zohráva aktívnu úlohu v stabilizácii ekonomiky. Ústredným pilierom keynesiánskeho prístupu je presvedčenie, že vládne výdavky predstavujú efektívny nástroj na oživenie ekonomiky, najmä počas období recesie, stagnácie alebo výraznej hospodárskej neistoty. Keynes tvrdil, že trhové mechanizmy sami o sebe nemusia byť schopné zabezpečiť plnú zamestnanosť a optimálnu úroveň produkcie. Preto je podľa neho nevyhnutný zásah vlády, ktorá svojimi výdavkami dokáže stimulovať dopyt a podporiť hospodársky rast. [16]

Vládne výdavky môžu priamo zvyšovať agregátny dopyt tým, že financujú verejné projekty, sociálne programy či investície do infraštruktúry. Ak ostatné zložky agregátneho dopytu, ako sú spotreba domácností alebo súkromné investície stagnujú, práve rast vládnych výdavkov môže byť impulzom, ktorý vedie k zvýšeniu celkovej produkcie a zamestnanosti. Tento mechanizmus je známy ako multiplikačný efekt. [28]

Multiplikačný efekt opisuje situáciu, v ktorej zvýšenie vládnych výdavkov nespôsobuje iba jednorazový nárast dopytu, ale vytvára reťazovú reakciu v ekonomike. Napríklad investície do výstavby verejných infraštruktúrnych projektov vedú k tvorbe nových pracovných miest. Novozamestnaní pracovníci disponujú vyšším príjmom, ktorý následne spotrebúvajú, čím stimulujú dopyt v iných sektoroch hospodárstva. Tento ďalší rast dopytu zvyšuje produkciu, zamestnanosť a hospodársky výkon v širšom rozsahu. [28]

Okrem priameho vplyvu na spotrebu môže expanzia vládnych výdavkov zároveň nepriamo podporiť aj súkromné investície. Zlepšenie dopravnej infraštruktúry, investície do vzdelávania či inovácií môžu znižovať náklady podnikateľských subjektov a zvyšovať celkovú produktivitu ekonomiky. Výsledkom je priaznivejšie podnikateľské prostredie, ktoré motivuje súkromné firmy investovať viac do rozvoja svojich činností, čím sa ďalej posilňuje hospodárska aktivita. [28]

Keynesiánsky prístup zdôrazňuje aj psychologické faktory, ako je podnikateľská dôvera, ktorá je ovplyvňovaná očakávaniami ekonomických subjektov. Ak vláda aktívne zasahuje

a vysiela signál stability, môže prispieť k obnoveniu dôvery investorov a spotrebiteľov, čo pôsobí k oživeniu ekonomiky. [16]

1.1 Multiplikačný efekt a multiplikátor vládnych výdavkov

Multiplikačný efekt predstavuje centrálny prvok keynesiánskeho pohľadu na makroekonomické procesy a využíva sa pri analyzovaní vplyvu vládnych výdavkov na hrubý domáci produkt. Tento koncept vychádza z predpokladu, že každé zvýšenie výdavkov v ekonomike, predovšetkým zo strany verejného sektora, vyvolá širší dopad na celkovú ekonomickú aktivitu, než by zodpovedalo samotnej vynaloženej sume. [8]

Základná rovnica národných účtov, ktorá opisuje vzťah medzi zložkami agregátneho dopytu, je nasledovná:

$$Y = C + I + EX - IM + G$$

kde:

- Y označuje HDP,
- C sú výdavky domácností,
- I investície,
- EX export,
- IM import,
- G vládne výdavky. [4] [8]

Keynesiánska teória predpokladá, že spotreba C rastie s disponibilným príjmom $(Y - T)$, pričom platí:

$$0 < \frac{\Delta C}{\Delta(Y - T)} < 1$$

Tento vzťah odráža takzvaný hraničný sklon k spotrebe (marginal propensity to consume, MPC), ktorý vyjadruje, aká časť dodatočného príjmu je použitá na nákup tovarov a služieb. [4] [8]

V kontexte vládnych stimulov je multiplikátor vládnych výdavkov, definovaný ako:

$$1 < \frac{\Delta Y}{\Delta G} = \frac{1}{1 - \frac{\Delta C}{\Delta (Y - T)}}$$

Čím vyšší je hraničný sklon k spotrebe, tým vyšší je výsledný multiplikátor a tým väčší je dopad vládnych výdavkov na ekonomiku. [4] [8]

Multiplikačný efekt funguje prostredníctvom viacerých cyklov výdavkov. Keď vláda financuje napríklad výstavbu infraštruktúry, firmy zapojené do projektu získavajú príjmy, zamestnávajú pracovníkov, ktorí následne míňajú svoje mzdy v ďalších sektoroch ekonomiky, čím sa vytvára sekundárny a terciárny dopyt. Tento reťazový efekt znásobuje pôvodný fiškálny impulz. [4] [8]

Veľkosť multiplikačného efektu v praxi závisí od viacerých faktorov.

- Hraničný sklon k spotrebe - vyššia ochota míňať vedie k silnejšiemu multiplikátoru.
- Otvorenosť ekonomiky - v malých, otvorených ekonomikách môže časť dopytu odtekať do zahraničia prostredníctvom importu, čo oslabuje efekt.
- Monetárna politika - ak centrálna banka reaguje na fiškálny stimul sprísnením menovej politiky, môže to zmierniť multiplikačný efekt.
- Stupeň nevyužitej kapacity - v recesii s vysokou nezamestnanosťou býva multiplikačný efekt vyšší, pretože ekonomika dokáže absorbovať dodatočný dopyt bez tlakov na infláciu. [23]

Barro vo svojej práci však upozorňuje, že v praxi býva multiplikačný efekt často menší než teoretické predpoklady keynesiáncov. Podľa jeho empirických analýz dosahuje multiplikátor vládnych výdavkov hodnoty často bližšie k 0,8 alebo 1, než k vyšším hodnotám, ktoré predpokladala pôvodná keynesiánska teória. Tento skeptický pohľad naznačuje, že fiškálna expanzia môže mať síce pozitívny, ale limitovaný dopad na HDP. [4]

Krátkodobý a dlhodobý vplyv miltiplikačného efektu môže byť rozdielny. V krátkodobom horizonte, najmä počas recesie, môžu vládne výdavky efektívne stimulovať ekonomiku a zmierňovať nezamestnanosť. V dlhodobom horizonte však môže narastajúci verejný dlh

vyvolať tlak na verejné financie, zvýšiť úrokové sadzby a vytlačiť súkromné investície, čo môže negatívne ovplyvniť rastový potenciál ekonomiky. [8] [23]

Z uvedeného vyplýva, že medzi vládnymi výdavkami a HDP existuje vzťah sprostredkovaný multiplikačným efektom. Jeho sila však nie je konštantná a závisí od viacerých makroekonomických podmienok. Rozhodujúci je predovšetkým stupeň využitia výrobných kapacít v ekonomike, charakter financovania vládnych výdavkov a reakcia menovej politiky. V priaznivom prostredí môže multiplikačný efekt výrazne podporiť hospodársky rast a zamestnanosť, zatiaľ čo v nepriaznivých podmienkach môže jeho efektivita klesať.

1.2 Agregátny dopyt

Agregátny dopyt predstavuje celkový objem tovarov a služieb, ktorý sú ekonomické subjekty ako domácnosti, firmy, vláda a zahraniční obchodní partneri ochotné a schopné kúpiť pri danej cenovej hladine v určitom časovom období. Tento pojem sa úzko viaže na vývoj reálneho hrubého domáceho produktu a odráža celkovú úroveň výdavkov na konečné tovary a služby v ekonomike. [17]

Štruktúra agregátneho dopytu sa v základnom vyjadrení opisuje rovnicou:

$$AD = C + I + G + NX$$

kde:

C predstavuje výdavky domácností na spotrebu tovarov a služieb,

I predstavuje investičné výdavky podnikov,

G zahŕňa vládne výdavky,

NX je čistý export, definovaný ako rozdiel medzi exportom (EX) a importom (IM). Každá z týchto zložiek ovplyvňuje formovanie celkového ekonomického výkonu. Domácnosti prostredníctvom svojej spotreby ovplyvňujú dopyt po tovaroch a službách. Taktiež firmy cez investície stimulujú technologický pokrok a rozvoj výrobných kapacít a vláda svojimi výdavkami zabezpečuje verejné služby, investície do infraštruktúry a stabilizáciu hospodárskeho cyklu. Čistý export odzrkadľuje interakciu ekonomiky so zahraničím.[28]

Agregátny dopyt však nie je stabilný a jeho výška závisí od množstva faktorov. Významnú úlohu zohráva predovšetkým cenová hladina. Pokles cien podporuje rast kúpy-

schopnosti domácností a firiem, čo vedie k zvýšeniu dopytu, zatiaľ čo rast cien má opačný účinok – znižuje reálnu hodnotu peňazí a tým aj výdavky. [28]

Ďalším determinantom je príjem domácností. Rast disponibilného príjmu obyčajne vedie k vyššej spotrebe, čo pozitívne vplýva na agregátny dopyt. Podobne aj úroveň investičných príležitostí, miera dôvery podnikateľov a domácností, a objem verejných výdavkov priamo ovplyvňujú celkové dopytové podmienky v ekonomike. [29] [28]

Fiškálna politika je tiež faktorom, ktorý ovplyvňuje agregátny dopyt. Vláda prostredníctvom úpravy svojich výdavkov a daňovej politiky môže priamo vplývať na úroveň ekonomickej aktivity. Zvýšenie verejných výdavkov alebo zníženie daní vedie k nárastu disponibilného príjmu domácností a firiem, čím sa stimuluje spotreba aj investície. Týmto spôsobom agregátny dopyt rastie, čo znamená zvýšenie celkovej ekonomickej aktivity. Naopak, reštriktívna fiškálna politika, ktorá je charakterizovaná znížením vládnych výdavkov alebo zvýšením daňového zaťaženia, môže viesť k poklesu agregátneho dopytu. [29] [28]

Významnú úlohu zohráva aj monetárna politika, ktorú realizujú centrálne banky. Regulácia úrokových sadzieb a kontroly ponuky peňazí sú hlavnými nástrojmi, ktorými sa centrálne banky snažia ovplyvniť ekonomiku. Pokles úrokových sadzieb znižuje náklady na úvery, podporuje investície a spotrebu, čo následne vedie k rastu agregátneho dopytu. Naopak, zvýšenie úrokových sadzieb spravidla obmedzuje prístup k úverom a vedie k poklesu investičnej a spotrebnej aktivity. [28] [23]

Analýza dynamiky agregátneho dopytu je dôležitá pre pochopenie, ako jednotlivé jeho zložky prispievajú k rastu HDP. Základný model agregátneho dopytu bol následne rozšírený o dynamickú rovnicu, ktorá sleduje tempo rastu jednotlivých zložiek v čase:

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta C}{C} * \frac{C}{Y} + \frac{\Delta I}{I} * \frac{I}{Y} + \frac{\Delta G}{G} * \frac{G}{Y} + \frac{\Delta NX}{NX} * \frac{NX}{Y}$$

Táto rovnica vyjadruje, že celkové tempo rastu HDP ($\frac{\Delta Y}{Y}$) je váženým priemerom tempa rastu spotreby (C), investícií (I), vládnych výdavkov (G) a čistého exportu (NX), pričom váhami sú ich podiely na celkovom HDP. [17]

Pre väčšiu prehľadnosť sa zaviedlo značenie:

$$g_y = g_c * \frac{C}{Y} + g_i * \frac{I}{Y} + g_g * \frac{G}{Y} + g_{nx} * \frac{NX}{Y}$$

kde g_c, g_i, g_g a g_{nx} predstavujú miery rastu príslušných zložiek. [17]

Z tohto pohľadu je zrejmé, že každá zložka agregátneho dopytu má svoje vlastné dynamické pôsobenie na hospodársky rast.

Vládne výdavky pôsobia ako automatický stabilizátor. V čase poklesu súkromného dopytu môže vláda zvýšiť svoje výdavky na verejné projekty, zdravotníctvo, školstvo alebo infraštruktúru, čím priamo vytvára nové pracovné miesta a podporuje ekonomickú aktivitu. [28] [24]

Pozorujeme teda, že zvýšenie vládnych výdavkov sa v dynamickom modeli odzrkadľuje ako nárast g_g, ktorý cez váhu $\frac{G}{Y}$ prispieva k zvýšeniu g_y.

Podobne aj čistý export predstavuje faktor agregátneho dopytu, najmä pre otvorené ekonomiky ako Slovensko. Rast exportu znamená zvýšený príliv financií do domácej ekonomiky, čo podporuje výrobu a zamestnanosť. V dynamickej rovnici tento vplyv reprezentuje miera rastu čistého exportu g_{nx}, vážená podielom $\frac{NX}{Y}$. Ak rast exportu prevyšuje rast importu, čistý export prispieva pozitívne k rastu HDP. [1]

Štruktúra agregátneho dopytu ukazuje, že vládne výdavky a čistý export nie sú len pasívnymi ukazovateľmi ekonomického diania, ale aktívne prispievajú k formovaniu hospodárskeho rastu. Dynamická rovnica agregátneho dopytu poukazuje na to, že každá zložka má svoj priamy a merateľný vplyv na tempo rastu HDP.

Z hľadiska hospodárskej politiky môže vláda prostredníctvom úprav výdavkov cielene ovplyvňovať ekonomickú aktivitu a stabilizovať hospodársky cyklus. Zároveň v otvorených ekonomikách, kde má export významný podiel na tvorbe HDP, zohráva čistý export zásadnú úlohu v podpore agregátneho dopytu a rastu. [1]

Empirické analýzy ukazujú, že fiškálne stimuly a podpora exportu môžu prispieť k oživeniu ekonomiky, najmä ak sú implementované v čase vysokej nezamestnanosti a nízkeho využitia výrobných kapacít. [6] [23]

1.3 Elasticita agregátneho dopytu a crowding out efekt

Agregátny dopyt ako celok nereaguje na ekonomické zmeny rovnako. Jedným z dôležitých faktorov ovplyvňujúcich správanie agregátneho dopytu je jeho cenová elasticita. Cenová elasticita agregátneho dopytu vyjadruje mieru, s akou zmena celkovej cenovej hladiny ovplyvňuje objem požadovaného výstupu v ekonomike. V prípade vysokej elasticity vedie

aj mierny pokles cenovej hladiny k výraznému nárastu dopytu. Naopak, ak je elasticita nízka, pokles cien má len obmedzený vplyv na zvýšenie agregátneho dopytu. [23]

Elasticitu agregátneho dopytu ovplyvňuje viacero faktorov. Jedným z faktorov je bohatstvo domácností. Čím viac reálnych aktív vlastnia, tým viac sa zmeny cenovej hladiny premietnu do zmien v spotrebe. Ďalším faktorom je citlivosť úrokových sadzieb na cenové hladiny. V ekonomikách, kde pokles cien vedie k zníženiu úrokových sadzieb, býva agregátny dopyt elastickejší. Na elasticitu vplýva aj otvorenosť ekonomiky. V malých, otvorených ekonomikách je domáci dopyt často uspokojovaný aj importom, čo znižuje elasticitu domáceho agregátneho dopytu. Charakteristikou agregátneho dopytu teda nie je len jeho absolútna výška, ale aj jeho pružnosť voči zmenám cien, čo má dôsledky na účinnosť fiškálnych a menových opatrení. [6]

Popri elasticite agregátneho dopytu je pri hodnotení dopadov vládnych opatrení nevyhnutné zohľadniť aj tzv. efekt vytláčania (crowding out effect). Tento jav nastáva vtedy, keď zvýšené vládne výdavky financované prostredníctvom emisie nového dlhu alebo zvýšeného dopytu po úverových zdrojoch vedú k rastu úrokových sadzieb. Vyššie úrokové sadzby potom znižujú investičné aktivity súkromného sektora, keďže drahšie úvery odrádzajú firmy a domácnosti od investovania. [23]

Efekt vytláčania je obzvlášť výrazný v ekonomikách blízkych plnej zamestnanosti, kde dodatočný dopyt zvyšuje cenovú hladinu a úrokové sadzby. V takýchto podmienkach je expanzívna fiškálna politika menej efektívna, pretože časť jej pozitívnych účinkov je neutralizovaná poklesom súkromných investícií. [6]

Naopak, v recesii, kedy existujú nevyužité výrobné kapacity a vysoká nezamestnanosť, je efekt vytláčania slabý. Centrálne banky môžu v takomto prostredí udržiavať nízke úrokové sadzby aj pri náraste vládnych výdavkov, čím umožňujú plný multiplikačný efekt zvýšeného verejného dopytu. Príkladom môže byť reakcia hospodárskej politiky počas globálnej finančnej krízy v rokoch 2008–2009. Mnohé vlády prijali expanzívne fiškálne stimuly, pričom efekt vytláčania bol minimálny vďaka nízkym úrokovým sadzbám a vysokej nezamestnanosti. Napríklad americký zákon o obnove a reinvestíciách z roku 2009 výrazne zvýšil vládne výdavky bez toho, aby spôsobil vytlačenie súkromných investícií. [6] [23]

2 Korelačná analýza vládnych výdavkov a HDP a exportu a HDP Slovenskej republiky

Cieľom tejto kapitoly je analyzovať vzájomné vzťahy medzi medzi vládnymi výdavkami a HDP Slovenskej republiky ako aj medzi čistým exportom a HDP Slovenskej republiky v období rokov 2000 až 2023. Korelačná analýza nám umožní zhodnotiť mieru a smer lineárneho vzťahu medzi týmito premennými a identifikovať prípadné súvislosti, ktoré môžu byť významné z pohľadu ekonomického rastu.

Pre účely tejto analýzy využijeme Pearsonov korelačný koeficient. Hodnota Pearsonovho koeficientu sa pohybuje v intervale od -1 do 1, pričom hodnota blízka 1 naznačuje silnú pozitívnu koreláciu, hodnota blízka -1 silnú negatívnu koreláciu a hodnota blízka 0 slabú alebo žiadnu lineárnu súvislosť. [5]

Dáta, ktoré budú použité na analýzu, pochádzajú zo štátnych záverečných účtov Slovenskej republiky, ktoré sú dostupné na stránke Ministerstva financií Slovenskej republiky a z dátového portálu Európskej centrálnej banky. Keďže Slovenská republika prijala euro až v roku 2009, údaje pred týmto rokom budú prepočítané na eurá podľa historických výmenných kurzov, ktoré budú čerpané zo stránky Národnej banky Slovenska. Týmto spôsobom zabezpečíme konzistenciu a porovnateľnosť všetkých údajov v rámci analyzovaného obdobia.

V prvej časti analýzy sa venujeme základnej korelácii medzi celkovými vládnymi výdavkami a HDP a medzi čistým exportom a HDP. Následne sa zameriavame na analýzu korelácií s časovým oneskorením. Skúmame či zmeny vo vládnych výdavkoch a čistom exporte ovplyvňujú HDP s oneskorením jedného alebo dvoch rokov, čo by mohlo naznačovať existenciu dynamických efektov hospodárskej politiky a zahraničného obchodu. Okrem toho testujeme aj opačný smer vzťahu, teda či rast HDP spätne ovplyvňuje vývoj vládnych výdavkov alebo zmenu čistého exportu v nasledujúcich rokoch. Táto obojstranná analýza slúži na odhalenie potenciálnych príčinných súvislostí medzi premennými, pretože samotná prítomnosť korelácie ešte neimplikuje kauzalitu.

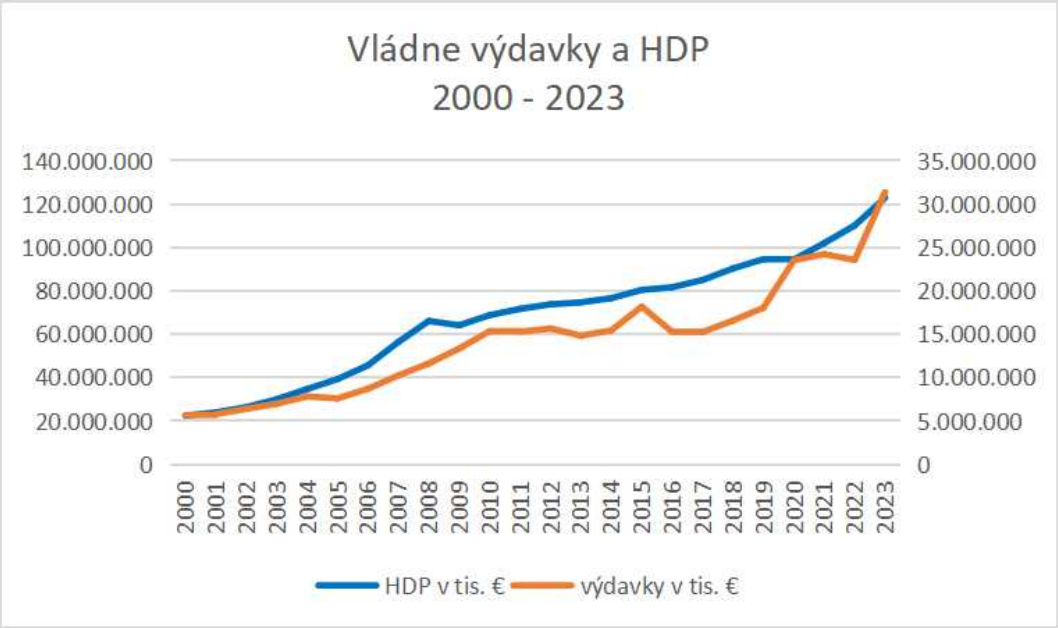
Očakáva sa, že čistý export bude vykazovať priamu a pomerne dynamickú väzbu s HDP, keďže exportné aktivity často priamo prispievajú k rastu produkcie a zamestnanosti. V prípade vládnych výdavkov predpokladáme zložitejší vzťah, keďže nie všetky

druhy výdavkov majú rovnaký dopad na hospodársku aktivitu. Niektoré výdavky, ako sú napríklad výdavky na verejné investície, môžu stimulovať ekonomický rast priamo, zatiaľ čo iné, ako administratívne náklady, môžu mať nepriamy alebo zanedbateľný vplyv na HDP.

Aby sme lepšie zachytili tieto rozdiely, vládne výdavky sú rozčlenené do siedmich hlavných kategórií, ktoré sú následne analyzované samostatne. Každú z týchto kategórií ďalej rozložíme na konkrétne podkategórie podľa štruktúry zo štátnych záverečných účtov Slovenskej republiky, čím získame podrobnejší pohľad na to, ktoré typy vládnych výdavkov vykazujú silnejšiu súvislosť s rastom HDP, a ktoré sú naopak menej významné.

2.1 Korelácia medzi vládnymi výdavkami a HDP

Naša analýza začína preskúmaním vzťahu medzi celkovými vládnymi výdavkami a hrubým domácim produktom Slovenskej republiky za obdobie rokov 2000 až 2023. Na určenie tejto súvislosti bol vypočítaný Pearsonov korelačný koeficient, ktorý dosiahol hodnotu 0,9576, čo indikuje veľmi silnú pozitívnu koreláciu medzi týmito dvoma premennými.



Obr. 1: Vzťah medzi vládnymi výdavkami a HDP od roku 2000 do roku 2023 [9] [26]

Hodnota korelačného koeficientu 0,9576 naznačuje, že vládne výdavky a HDP sú úzko prepojené, pričom ich vzťah je takmer lineárny a pozitívny počas väčšiny analyzovaného

obdobia. Zvýšenie vládnych výdavkov bolo vo všeobecnosti sprevádzané rastom HDP, čo poukazuje na významnú úlohu vládnych výdavkov pri podpore ekonomickej aktivity.

V rokoch 2000 až 2008 pozorujeme na obrázku (1) stabilný rast HDP spolu s miernym, ale konzistentným rastom vládnych výdavkov. Toto obdobie bolo charakteristické hospodárskou expanziou pred nástupom globálnej finančnej krízy. V roku 2009 dochádza k poklesu HDP, ktorý súvisí s dopadmi svetovej hospodárskej recesie, zatiaľ čo vládne výdavky v tomto roku výrazne stúpajú, pravdepodobne ako reakcia vlády na potrebu fiškálnej stimulácie. [18]

V nasledujúcich rokoch vidíme pokračovanie rastu HDP, avšak tempo rastu je miernejšie v porovnaní s predkrízovým obdobím, zatiaľ čo vládne výdavky kolíšu. Výrazné výkyvy v rokoch 2020 a 2021, viditeľné na obrázku (1), reflektujú vplyv pandémie Covid-19, počas ktorej došlo k výraznému zvýšeniu vládnych výdavkov na podporu ekonomiky a zdravotníckeho sektora. [19]

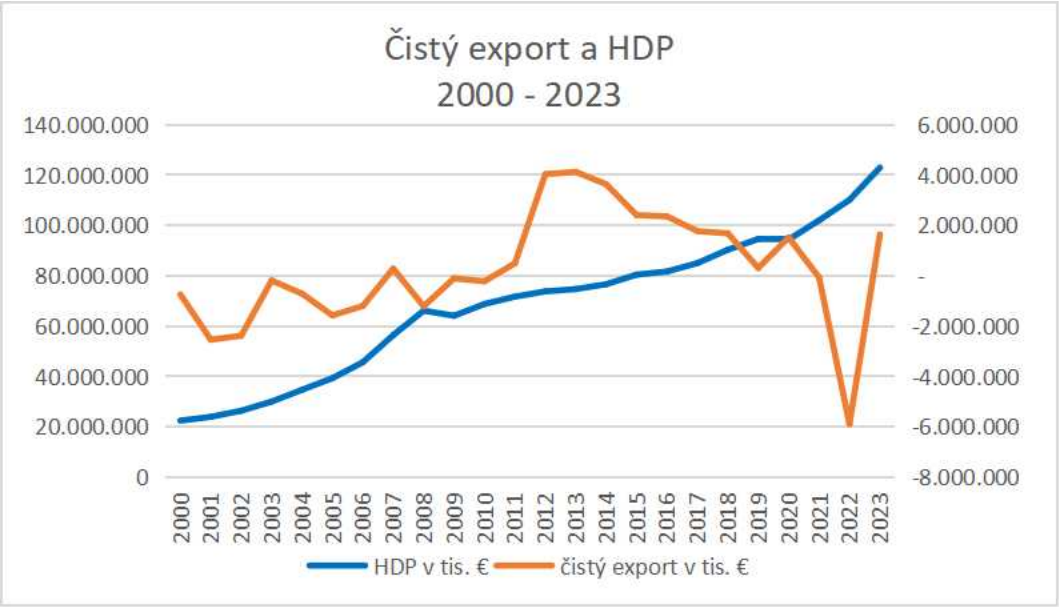
Celkovo môžeme konštatovať, že medzi vládnymi výdavkami a HDP existuje v analyzovanom období veľmi silný pozitívny vzťah. Tento výsledok podporuje hypotézu, že vládne výdavky zohrávajú významnú úlohu pri ovplyvňovaní agregátneho dopytu a hospodárskeho rastu v Slovenskej republike.

2.2 Korelácia medzi čistým exportom a HDP

Ďalším krokom analýzy je preskúmanie vzťahu medzi HDP a čistým exportom Slovenskej republiky za obdobie rokov 2000 až 2023. Výsledky korelačnej analýzy ukázali, že hodnota Pearsonovho korelačného koeficientu dosiahla 0,3009, čo naznačuje slabú, ale pozitívnu lineárnu súvislosť medzi týmito dvoma premennými.

Hodnota korelačného koeficientu naznačuje, že vzťah medzi čistým exportom a HDP je síce pozitívny, no relatívne slabý. Naznačuje to, že rast čistého exportu bol vo všeobecnosti sprevádzaný rastom HDP, ale tento vzťah nebol výrazný a čistý export pravdepodobne nepatril medzi hlavné faktory určujúce ekonomický rast Slovenskej republiky v analyzovanom období.

Pri pohľade na vývoj dát na obrázku (2) vidíme, že čistý export bol počas väčšiny rokov, medzi rokmi 2000 a 2009, záporný, čo mohlo obmedzovať jeho priamy pozitívny vplyv na HDP. Aj keď bol HDP v rastúcej fáze, čistý export ostával negatívny, čo nazna-



Obr. 2: Vzťah medzi čistým exportom a HDP od roku 2000 do roku 2023 [9] [21] [22]

čuje, že ekonomický rast bol v týchto rokoch ťahaný skôr domácim dopytom, investíciami a vládnymi výdavkami než zahraničnou obchodnou bilanciou.

Situácia sa mení od roku 2011, kedy čistý export prechádza do kladných hodnôt, pričom vrchol dosahuje v rokoch 2012 – 2014 s hodnotami presahujúcimi 4 miliardy eur ročne. V týchto rokoch mohol čistý export prispieť k rastu HDP.

V posledných rokoch analýzy vidíme výraznú volatilitu čistého exportu. V roku 2022 nastal prudký pokles na hodnotu −5 895 238 000 €, čo predstavuje výrazné zhoršenie obchodnej bilancie. Tento pokles možno pripísať externým šokom, ako boli globálne problémy v dodávateľských reťazcoch, inflácia cien energií a geopolitické napätia počas pandémie Covid-19. Napriek následnému zlepšeniu v roku 2023 na hodnotu väčšiu ako 1,5 miliardy eur ostáva volatilita čistého exportu významným faktorom znižujúcim jeho stabilný vplyv na HDP. [19]

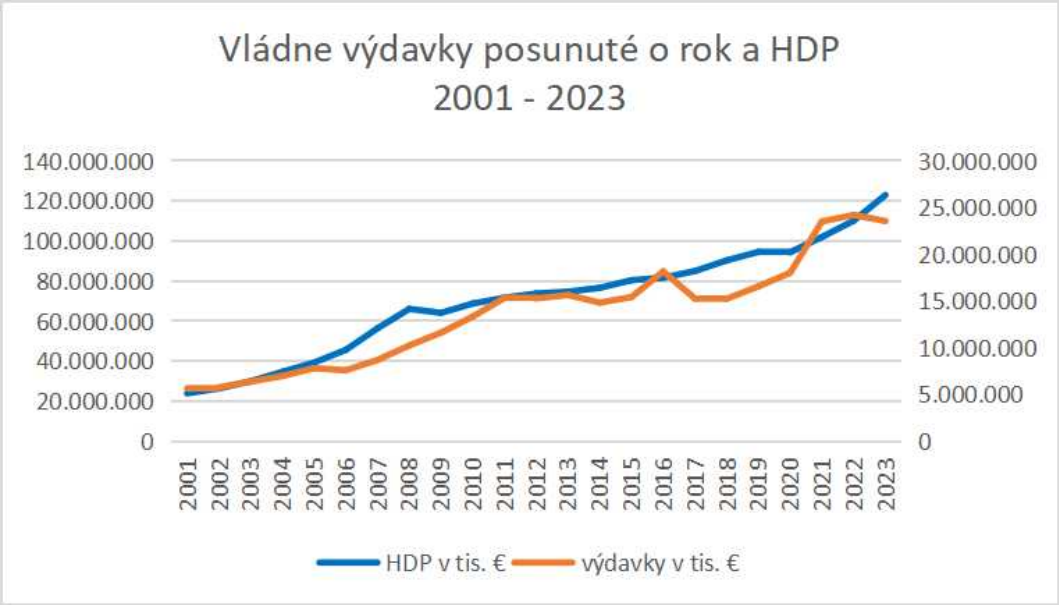
Vzhľadom na extrémny prepad čistého exportu v roku 2022 a výrazné výkyvy spôsobené pandémiou Covid-19 sme sa rozhodli preskúmať koreláciu medzi HDP a čistým exportom aj pre obdobie pred pandémiou, konkrétne v rokoch 2000 – 2019. Výsledky tejto analýzy ukázali, že korelačný koeficient v tomto období dosiahol hodnotu 0,7135, čo predstavuje silnú pozitívnu koreláciu. Tento viditeľný rozdiel v porovnaní s celkovou koreláciou za roky 2000 – 2023 naznačuje, že v normálnych makroekonomických pod-

mienkach mal čistý export oveľa silnejšiu väzbu na HDP, než sa zdá pri hodnotení celého obdobia vrátane krízových rokov. Z toho možno usudzovať, že pandémia a s ňou súvisiace ekonomické šoky narušili bežné vzorce vzťahov medzi exportom a hospodárskym rastom.

Celkovo môžeme konštatovať, že hoci čistý export Slovenskej republiky v rokoch 2000 až 2023 vykazoval len slabú pozitívnu koreláciu s HDP, v období 2000 – 2019 bola táto väzba podstatne silnejšia. To naznačuje, že v stabilnom hospodárskom prostredí mohol čistý export predstavovať dôležitejší faktor ekonomického rastu, než ako sa javí pri pohľade na celé obdobie zahŕňajúce aj krízové roky.

2.3 Vplyv posunutých vládnych výdavkov na HDP

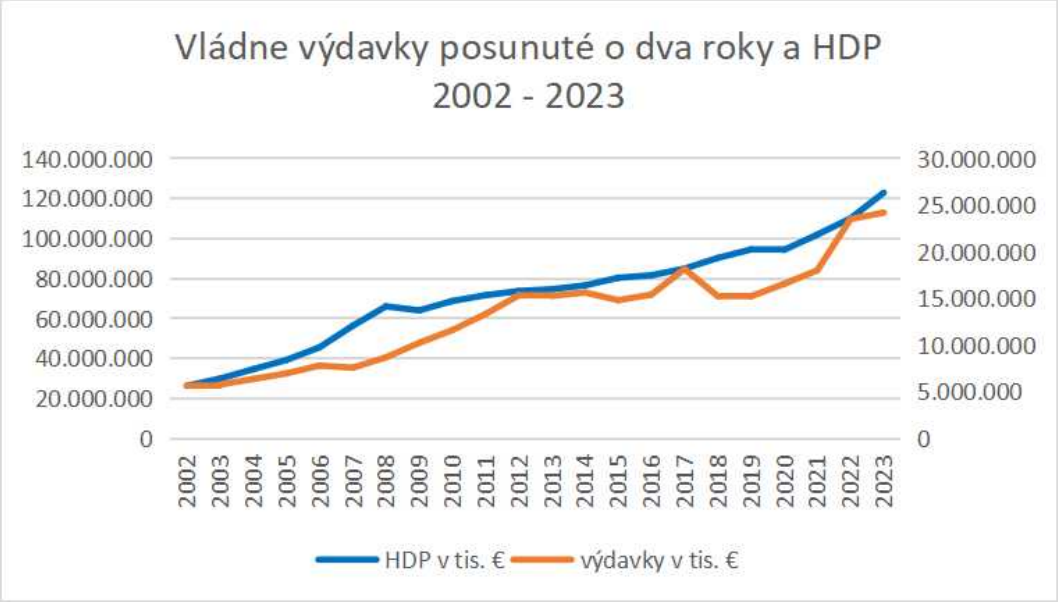
V tejto časti práce sa zameriavame na posunutý vplyv vládnych výdavkov na HDP Slovenskej republiky. Skúmame, či zmeny vo vládnych výdavkoch ovplyvňujú HDP s určitým časovým oneskorením konkrétne o jeden alebo o dva roky. Táto analýza môže odhaliť dynamiku, kde účinok verejných výdavkov na ekonomickú aktivitu nemusí byť okamžitý, ale prejavuje sa v nasledujúcich obdobiach.



Obr. 3: Vzťah medzi vládnymi výdavkami a HDP s posunom o jeden rok [9] [26]

Pri analýze vládnych výdavkov posunutých o jeden rok bola hodnota Pearsonovho korelačného koeficientu 0,9590. Tento výsledok je takmer totožný so základnou koreláciou a naznačuje, že vplyv vládnych výdavkov na HDP sa prejavuje veľmi rýchlo, prevažne v

tom istom roku alebo s minimálnym časovým oneskorením. Posun o jeden rok neprináša výraznú zmenu v sile vzťahu, čo naznačuje, že ekonomické efekty vládnych výdavkov sa v slovenskej ekonomike realizujú relatívne rýchlo. Následne sme analyzovali aj posun o dva roky.



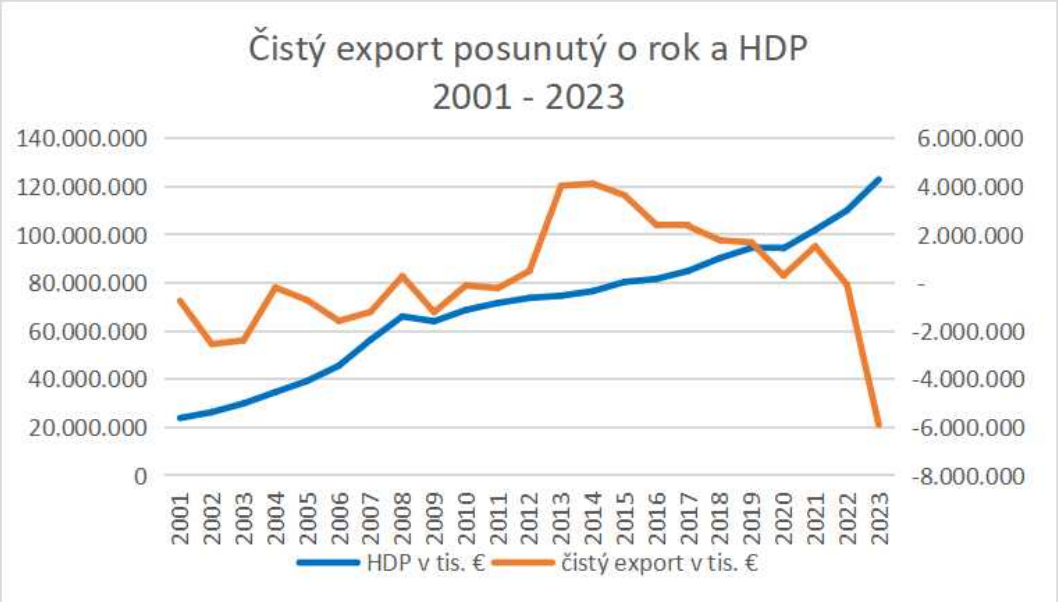
Obr. 4: Vzťah medzi vládnymi výdavkami a HDP s posunom o dva roky [9] [26]

Hodnota korelačného koeficientu pri posune o dva roky dosiahla hodnotu 0,9520, čo je opäť veľmi silná pozitívna korelácia, len mierne nižšia než pri základnej analýze alebo pri posune o jeden rok.

Skutočnosť, že korelácia medzi vládnymi výdavkami a HDP ostáva vysoká aj pri posune o jeden a dva roky, naznačuje nielen to, že impulz z vládnych výdavkov sa v ekonomike prejavuje rýchlo, ale aj to, že jeho účinok pretrváva v hospodárstve aj v nasledujúcich rokoch. Môže to znamenať, že fiškálne stimuly nespôsobujú len krátkodobý nárast aktivity, ale môžu udržiavať zvýšenú úroveň agregátneho dopytu a produkcie aj v strednodobom horizonte. Tento efekt môže byť dôsledkom multiplikačných mechanizmov, ako sú vyššia zamestnanosť, rast disponibilných príjmov alebo následné investície, ktoré predlžujú pozitívny dopad výdavkov na HDP.

2.4 Vplyv posunutého čistého exportu na HDP

Ďalším krokom analýzy je preskúmanie vzťahu medzi čistým exportom a HDP Slovenskej republiky pri posunutí údajov o jeden a o dva roky. Cieľom je zistiť či má čistý export oneskorený vplyv na ekonomický výkon a či sa tento vzťah časom posilňuje alebo oslabuje.

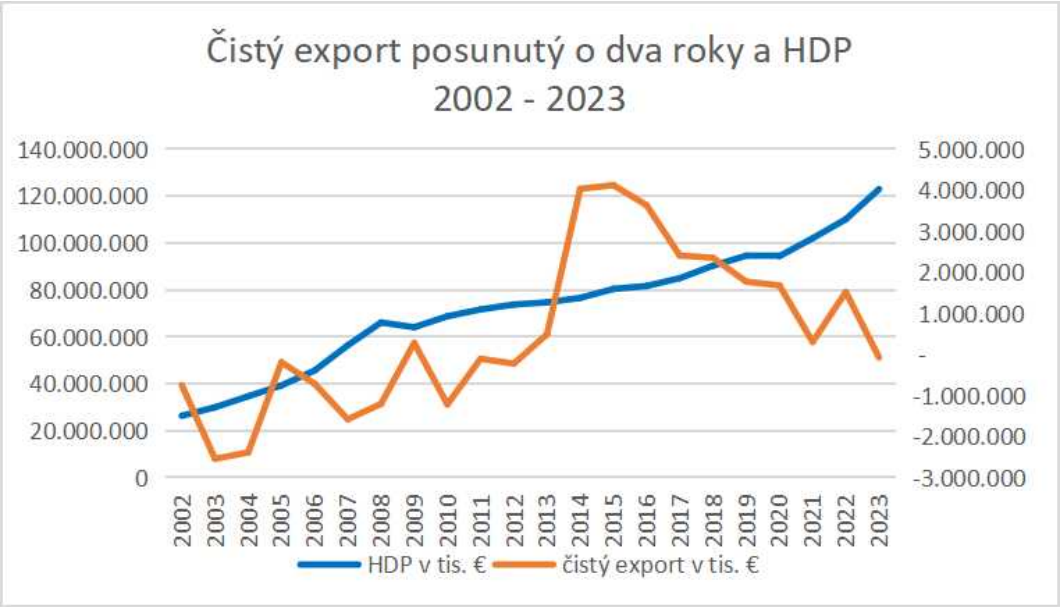


Obr. 5: Vzťah medzi čistým exportom a HDP s posunom o jeden rok [9] [21] [22]

Po posunutí čistého exportu o jeden rok sme získali hodnotu Pearsonovho korelačného koeficientu 0,2141. V porovnaní so základnou koreláciou ide o pokles korelačnej sily, pričom vzťah medzi čistým exportom a HDP ostáva slabý a pozitívny. Tento výsledok naznačuje, že prípadný efekt čistého exportu na HDP sa v slovenskej ekonomike v prevažnej miere realizuje bez výrazného časového oneskorenia a že impulzy exportu majú obmedzený vplyv na rast HDP, aspoň pri tomto časovom nastavení.

Následne sme analyzovali vplyv posunutého čistého exportu o dva roky. V tomto prípade bola hodnota Pearsonovho korelačného koeficientu 0,5607, čo predstavuje viditeľné zlepšenie korelácie oproti predchádzajúcim analýzam. Korelácia naznačuje stredne silnú pozitívnu súvislosť medzi čistým exportom a HDP po dvojročnom oneskorení.

Nárast korelácie pri posune o dva roky by sa mohol na prvý pohľad interpretovať ako náznak, že vplyv čistého exportu na HDP sa časom zosilňuje. Avšak, treba brať do úvahy aj štruktúru analyzovaných dát. Po posunutí exportu o dva roky vypadáva z analýzy rok 2022, v ktorom bol zaznamenaný mimoriadne vysoký záporný čistý export vo výške



Obr. 6: Vzťah medzi čistým exportom a HDP s posunom o dva roky [9] [21] [22]

−5 895 238 000 €. Tento extrémny údaj negatívne ovplyvňoval koreláciu v základnej analýze. Je teda pravdepodobné, že nárast korelačnej hodnoty pri posune o dva roky je do určitej miery spôsobený tým, že tento výrazný záporný extrém bol vylúčený z výpočtu, a nie výlučne tým, že by reálne nastalo významné posilnenie vplyvu exportu na HDP.

Tieto výsledky zároveň korešpondujú s predchádzajúcimi zisteniami, podľa ktorých bola korelácia medzi čistým exportom a HDP v období 2000 – 2019 podstatne silnejšia (0,7135) než v celom sledovanom období. Z rovnakého dôvodu sme osobitne analyzovali aj prípady s posunutým exportom v predpandemickom období. Po vylúčení rokov 2020 až 2023 sme pre export posunutý o jeden rok získali korelačný koeficient 0,7525 a pre posun o dva roky hodnotu 0,7307. Obe tieto hodnoty predstavujú silnú pozitívnu väzbu, ktorá výrazne prevyšuje korelácie vypočítané na celom súbore dát.

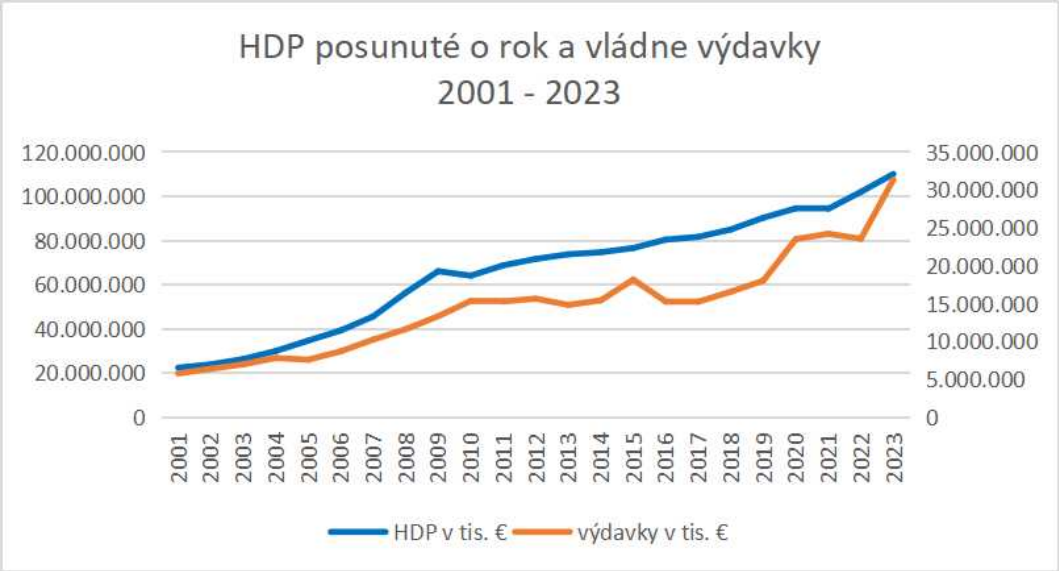
Tieto zistenia výrazne podporujú hypotézu, že v stabilnom makroekonomickom prostredí môže mať čistý export významnejší a dlhodobejší vplyv na HDP, ktorý je však v celkových údajoch prekrytý vplyvom externých šokov počas pandémie.

V tomto kontexte môžeme konštatovať, že zatiaľ čo analýzy s časovým posunom za celé obdobie 2000 – 2023 nenaznačujú jasný oneskorený mechanizmus medzi čistým exportom a HDP, analýzy obmedzené na predpandemické obdobie odhaľujú existenciu silnejšej a stabilnejšej väzby.

2.5 Vplyv posunutého HDP na vládne výdavky

V tejto časti analýzy sa zameriavame na možný opačný vzťah, konkrétne na to, či by rast HDP mohol spätne ovplyvňovať vývoj vládnych výdavkov v nasledujúcich rokoch. Skúmame teda, či zvýšenie HDP vedie k rastu verejných výdavkov s časovým oneskorením.

Analýza posunutého HDP o jeden rok ukázala hodnotu Pearsonovho korelačného koeficientu 0,9441. Táto hodnota predstavuje veľmi silnú pozitívnu koreláciu.

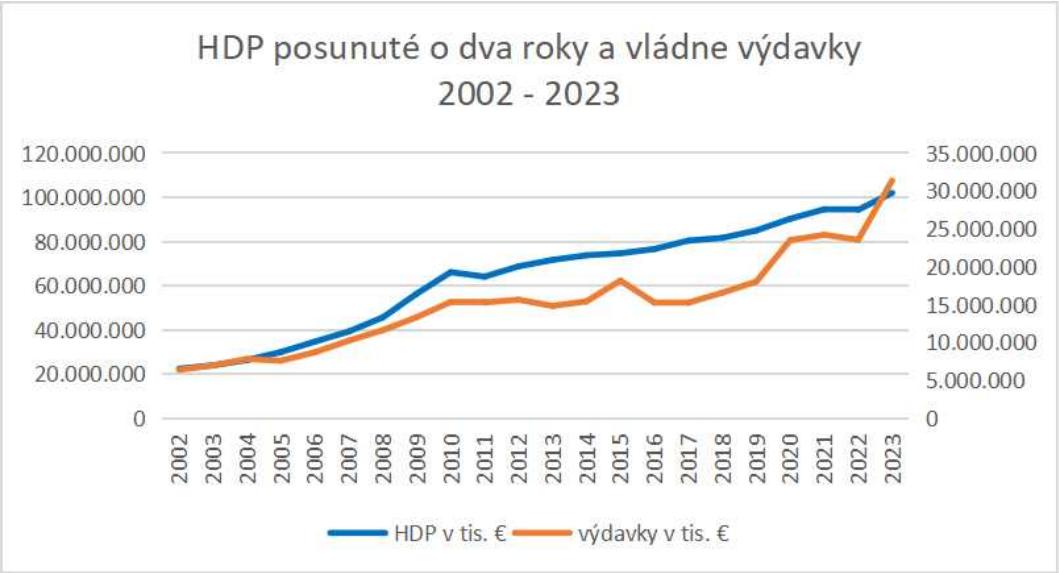


Obr. 7: Vzťah medzi HDP a vládnymi výdavkami s posunom o jeden rok [9] [26]

Pri posunutí HDP o dva roky sme zistili mierne nižšiu koreláciu, a to 0,9307.

Ak porovnáme tieto výsledky so základnou koreláciou medzi vládnymi výdavkami a HDP bez posunu 0,9576 a koreláciou pri posunutí výdavkov o jeden rok 0,9590 a o dva roky 0,9520, vidíme, že korelácia pri posunutí HDP na výdavky je síce mierne nižšia, ale stále veľmi vysoká. Obe hodnoty nad 0,93 naznačujú, že aj HDP môže zohrávať určitú úlohu pri formovaní následných vládnych výdavkov.

Výsledky naznačujú, že vzťah medzi HDP a vládnymi výdavkami nemusí byť čisto jednostranný, ako sme predpokladali pri základnej analýze, ale môže byť obojstranný a komplexnejší. Rast HDP by mohol vytvárať priestor pre vyššie verejné výdavky v nasledujúcich rokoch, a to napríklad prostredníctvom vyšších daňových príjmov alebo väčšej politickej ochoty financovať nové výdavky v období ekonomickej expanzie. Zároveň to môže reflektovať aj cyklický charakter hospodárstva, kde rastúce HDP a rastúce verejné výdavky sú navzájom prepojené.



Obr. 8: Vzťah medzi HDP a vládnymi výdavkami s posunom o dva roky [9] [26]

Napriek tomu zostáva základné zistenie, že vládne výdavky majú veľmi silnú pozitívnu väzbu s HDP a vplyv výdavkov na jeho rast. Skutočnosť, že aj opačné posuny vykazujú vysokú koreláciu, však upozorňuje na to, že vo vzťahu medzi verejnými výdavkami a hospodárskym rastom existujú vzájomné väzby, ktoré by si vyžadovali hlbšiu kauzálnu analýzu, ktorej sa budeme venovať v tretej kapitole.

2.6 Vplyv posunutého HDP na čistý export

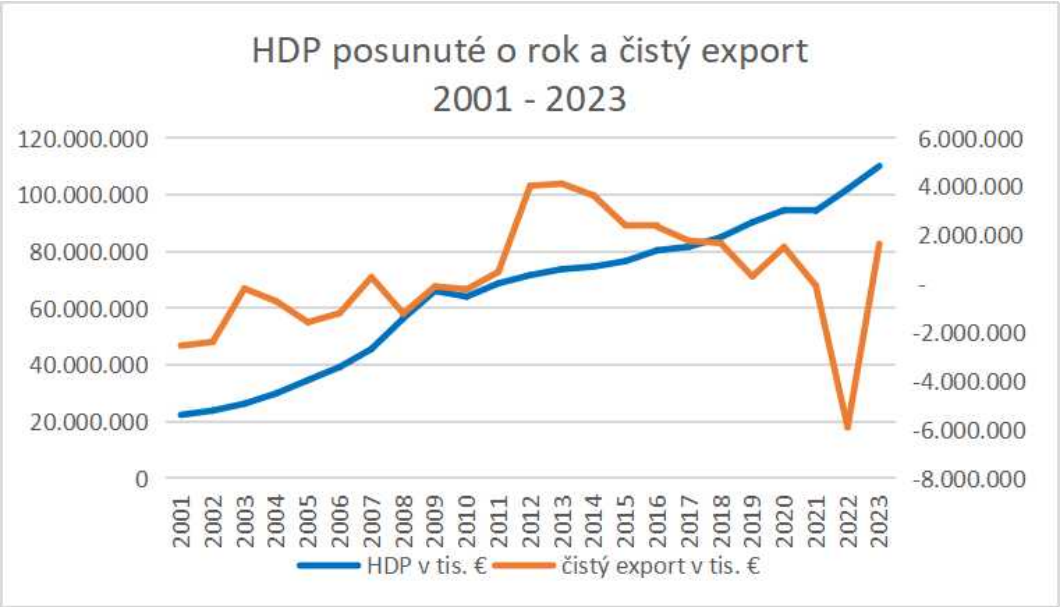
V tejto časti analýzy skúmame či by mohol existovať oneskorený vplyv HDP na vývoj čistého exportu Slovenskej republiky. Cieľom je overiť či rast HDP v určitom roku vedie k zmene úrovne čistého exportu v nasledujúcich rokoch.

Pri analýze posunutého HDP o jeden rok sme získali hodnotu Pearsonovho korelačného koeficientu 0,3335.

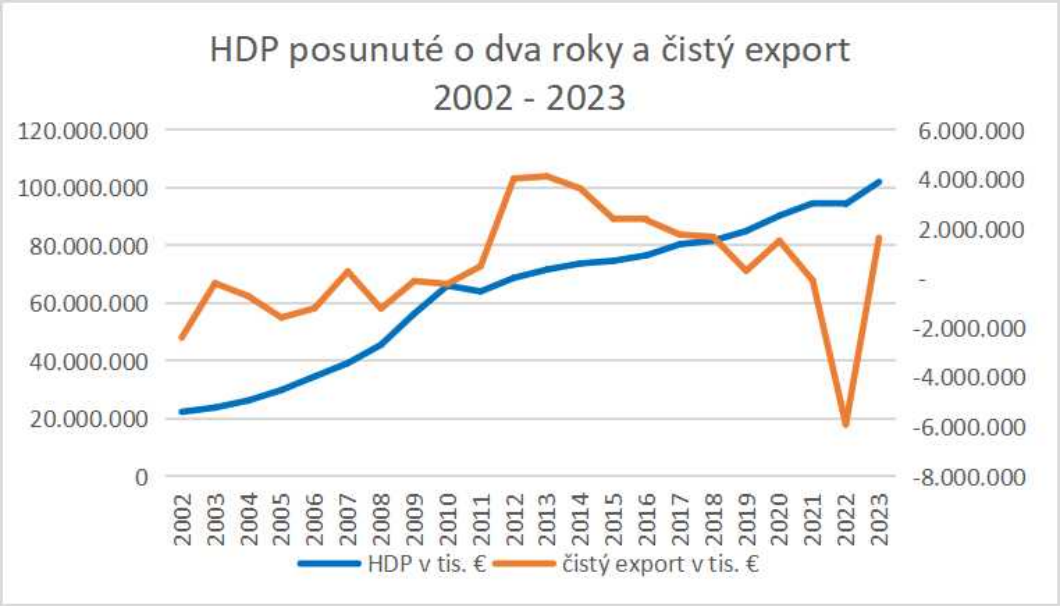
Po posunutí HDP o dva roky korelačný koeficient mierne poklesol na 0,3054.

Tieto hodnoty ukazujú iba slabú pozitívnu koreláciu medzi posunutým HDP a čistým exportom. Korelačné hodnoty 0,3335 a 0,3054 sú síce o niečo vyššie, ako v prípade základnej korelácie medzi HDP a exportom bez posunu 0,3009, no rozdiel je minimálny a nedáva dôvod predpokladať významnú kauzálnu väzbu.

V porovnaní s výsledkami pri analýze vládnych výdavkov a HDP, kde korelácie presahovali 0,93, aj so situáciou, keď sme skúmali vplyv exportu na HDP, kde maximálna



Obr. 9: Vzťah medzi HDP a čistým exportom s posunom o jeden rok [9] [21] [22]



Obr. 10: Vzťah medzi HDP a čistým exportom s posunom o dva roky [9] [21] [22]

korelácia pri posune o dva roky dosiahla 0,5607 (resp. až 0,7307 po vylúčení krízových rokov), sú tieto hodnoty výrazne nižšie.

Z tohto dôvodu sme sa rozhodli otestovať aj opačný smer vzťahu v rámci stabilnejšieho obdobia pred pandémiou Covid-19. Keď sme analyzovali koreláciu medzi HDP a čistým exportom pre roky 2000 – 2019, získali sme výrazne vyššie hodnoty: pri posunutí HDP o jeden rok dosiahla korelácia 0,7445 a pri dvojročnom oneskorení 0,7346. Tieto hodnoty

kontrastujú s výsledkami pre celé obdobie 2000 – 2023 a poukazujú na to, že štrukturálne šoky spojené s pandémiou narušili vzťah medzi HDP a čistým exportom.

Tento výsledok je dôležitý aj v kontexte predchádzajúcich kapitol. V prípade, keď bol posúvaný čistý export, sme takisto zaznamenali významné zvýšenie korelácie po vylúčení rokov 2020–2023. Analogicky aj v prípade posúvaného HDP sa ukazuje, že počas stabilného obdobia pred pandémiou existovala relatívne silná a pozitívna väzba medzi úrovňou HDP a následným vývojom čistého exportu.

Zároveň však treba pripomenúť, že napriek tejto korelácii nie je vzťah medzi HDP a exportom čisto deterministický. Export je ovplyvňovaný najmä vonkajšími faktormi, predovšetkým dopytom v zahraničí, vývojom menového kurzu a relatívnymi cenami medzi krajinami. Domáci HDP sa preto môže premietať do čistého exportu len sprostredkovane cez rast importov, zmenu produktivity či konkurencieschopnosti. [12]

Na základe výsledkov možno konštatovať, že v stabilných hospodárskych podmienkach môže rast HDP prispievať k vyššiemu čistému exportu, najmä v časovom posune jedného až dvoch rokov. Tento vzťah však nie je silný počas období vonkajších šokov a kríz, čo sa prejavilo výrazným oslabením korelácií v rokoch po roku 2020.

2.7 Štruktúra vládnych výdavkov

Aby sme lepšie porozumeli vzťahu medzi vládnymi výdavkami a hospodárskym rastom, je potrebné preskúmať ich vnútornú štruktúru. Celkové výdavky štátu predstavujú agregovaný súčet rozmanitých výdavkových položiek, z ktorých každá môže mať rozdielny dopad na HDP. Preto budeme vládne výdavky ďalej analyzovať podľa siedmich hlavných kategórií, ktoré zodpovedajú oficiálnej klasifikácii výdavkov v štátnych záverečných účtoch Slovenskej republiky:

- Mzdy, platy, služobné príjmy a ostatné osobné vyrovnania
- Poistné a príspevky do poisťovní
- Tovary a služby
- Bežné transfery
- Splácanie úrokov a platby súvisiace s úvermi

- Obstarávanie kapitálových aktív
- Kapitálové transfery

Každá z týchto výdavkových oblastí zohráva osobitnú úlohu. Niektoré, ako napríklad mzdy a poistné, predstavujú pravidelné a stabilné výdavky štátu, zatiaľ čo iné, ako kapitálové výdavky, môžu mať dynamickejší a investičný charakter. [26]

Rovnako predpokladáme, že nie všetky výdavky majú rovnaký vplyv na ekonomickú aktivitu. Niektoré pôsobia priamo na agregátny dopyt, iné skôr nepriamo alebo s oneskorením.

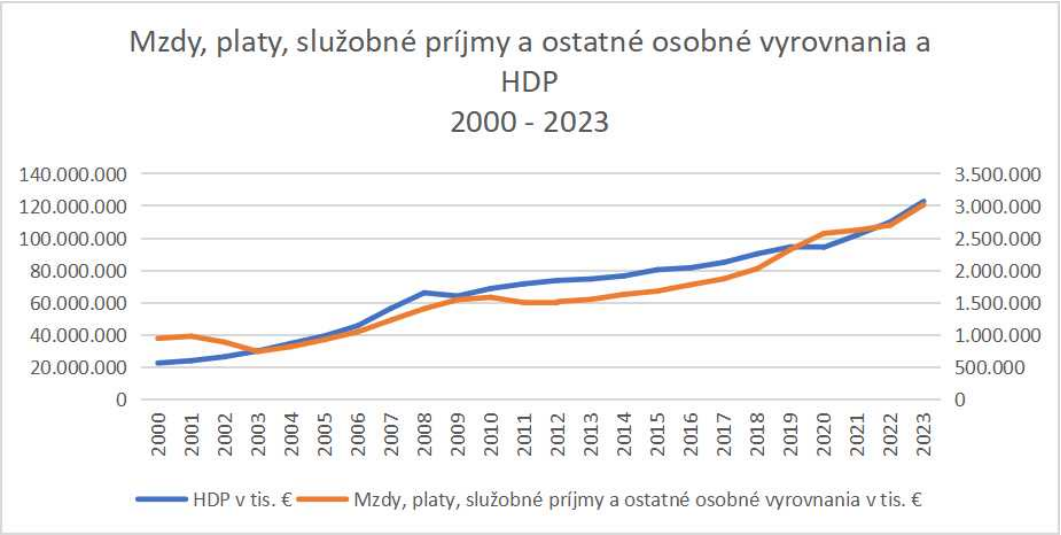
V ďalšej časti zanalyzujeme každú z týchto kategórií samostatne, pričom ich ďalej rozdelíme na detailnejšie podkategórie. Cieľom je zistiť, ktoré typy výdavkov sú najviac prepojené s vývojom HDP, a ktoré majú slabší alebo zanedbateľný vplyv.

2.7.1 Mzdy, platy, služobné príjmy a ostatné osobné vyrovnania

Kategória Mzdy, platy, služobné príjmy a ostatné osobné vyrovnania zahŕňa výdavky štátu spojené s finančným ohodnotením zamestnancov verejného sektora. Patria sem nielen klasické mzdy a platy, ale aj služobné príjmy, odmeny, príplatky, náhrady, valorizácie, ako aj ostatné osobné vyrovnania poskytované zamestnancom rozpočtových organizácií. V praxi zahŕňajú všetky platby, ktoré štát poskytuje zamestnancom verejného sektora ako odmenu za ich prácu. V priebehu rokov sa do tejto kategórie zapojili aj výdavky spojené s dofinancovaním administratívnych kapacít, legislatívnymi zmenami, personálnym posilňovaním, ako aj mimoriadnymi odmenami pri príležitosti sviatkov. [26]

Pearsonov korelačný koeficient medzi výdavkami na mzdy a platy a hrubým domácim produktom dosahuje hodnotu 0,9545, čo predstavuje veľmi silnú pozitívnu koreláciu. Tento výsledok naznačuje, že vývoj výdavkov na mzdy a platy je úzko previazaný s celkovým výkonom ekonomiky.

Na záver možno konštatovať, že vývoj tejto kategórie prirodzene kopíruje trendy v hospodárstve. Z hľadiska štruktúry výdavkov sa táto kategória podľa záverečných účtov Slovenskej republiky ďalej nečlení na podkategórie, čo limituje podrobnejšiu analýzu. Napriek tomu však vysoká korelácia s HDP a dlhodobý stabilný rast naznačujú, že mzdy a platy sú prepojené s HDP.



Obr. 11: Vývoj výdavkov na mzdy, platy, služobné príjmy a ostatné osobné vyrovnania a HDP [9] [26]

2.7.2 Poistné a príspevok do poisťovní

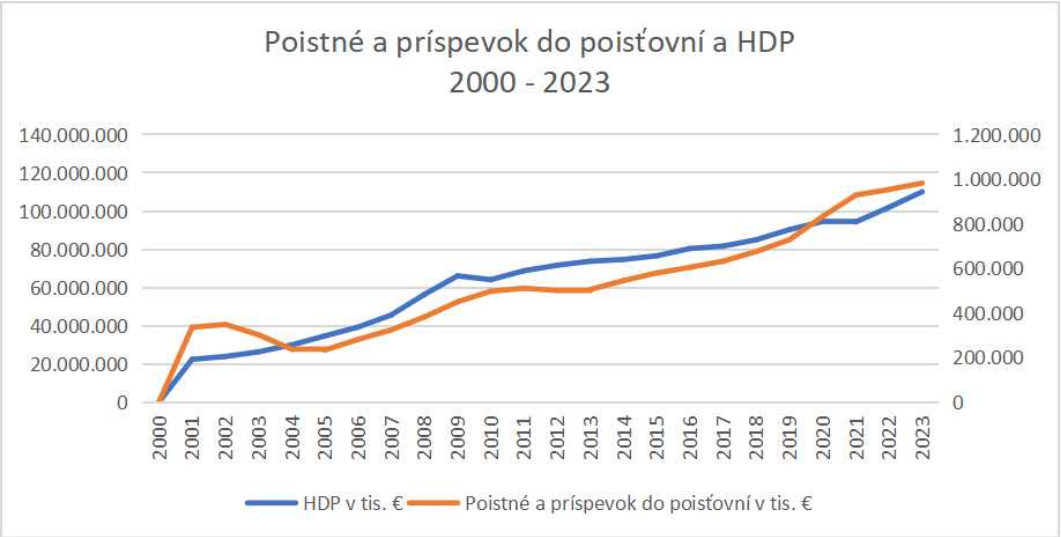
Medzi základné kategórie verejných výdavkov patrí aj položka Poistné a príspevok do poisťovní, ktorá predstavuje veľkú časť bežných výdavkov štátneho rozpočtu. Zahŕňa výdavky, ktoré štát ako zamestnávateľ odvádza do sociálneho a zdravotného systému za svojich zamestnancov. Tieto platby sú zákonom stanovené a ich výška sa odvíja od objemu mzdových nákladov, počtu zamestnancov a aktuálnych sadzieb poistného. Kategória tak odráža zamestnanosť vo verejnom sektore a je úzko spätá so mzdami a platmi vo verejnom sektore. [26]

Hodnota Pearsonovho korelačného koeficientu medzi výdavkami na poistné a hrubým domácim produktom v období 2000 až 2023 dosiahla hodnotu 0,9418, čo predstavuje tiež veľmi silnú pozitívnu koreláciu. Táto silná väzba poukazuje na to, že výdavky štátu na poistné sú veľmi úzko späté s vývojom ekonomiky a verejného sektora.

Samotný vývoj výdavkov na poistné je v čase stabilný a plynulý, s miernymi výkyvmi. Od roku 2012 môžeme na obrázku (12) pozorovať sústavný nárast, pričom v roku 2023 dosiahli výdavky na poistné historicky najvyššiu hodnotu vyše 1,096 miliardy eur.

Táto výdavková kategória sa v štátnom rozpočte ďalej členila na päť podkategórií, ktoré umožňujú hlbší pohľad na štruktúru odvodov a ich jednotlivé účely.

Najväčšiu zložku tvorí poistné do Sociálnej poisťovne, ktoré zahŕňa výdavky na sta-



Obr. 12: Vývoj výdavkov na poistné a príspevok do poisťovní a HDP [9] [26]

robné, invalidné, nemocenské a úrazové poistenie. [26]

Korelačný koeficient vo výške 0,7754 poukazuje na stredne silný, ale nie úplne lineárny vzťah.

Ďalšou položkou je poistné na osobitné účty, ktoré sa týka výsluhových dôchodkov a sociálneho zabezpečenia príslušníkov ozbrojených síl, polície, hasičského zboru a ďalších zložiek verejného poriadku. [26]

V tejto oblasti bol nameraný korelačný koeficient až 0,9765, čo znamená, že výdavky na tento typ poistného prakticky kopírujú vývoj HDP.

Podobne silný vzťah vykazuje aj poistné do zdravotných poisťovní, kde bola korelácia vypočítaná na 0,9656. Tento výsledok je očakávaný, keďže výdavky na zdravotné odvody sú priamo viazané na mzdy zamestnancov verejného sektora a legislatívne zafixované percentuálne sadzby. [32]

Ďalšou položkou je príspevok do doplnkových dôchodkových poisťovní, teda tzv. tretí pilier dôchodkového zabezpečenia. Tu bola zistená korelácia 0,9624, čo potvrdzuje silnú väzbu na rast verejného sektora.

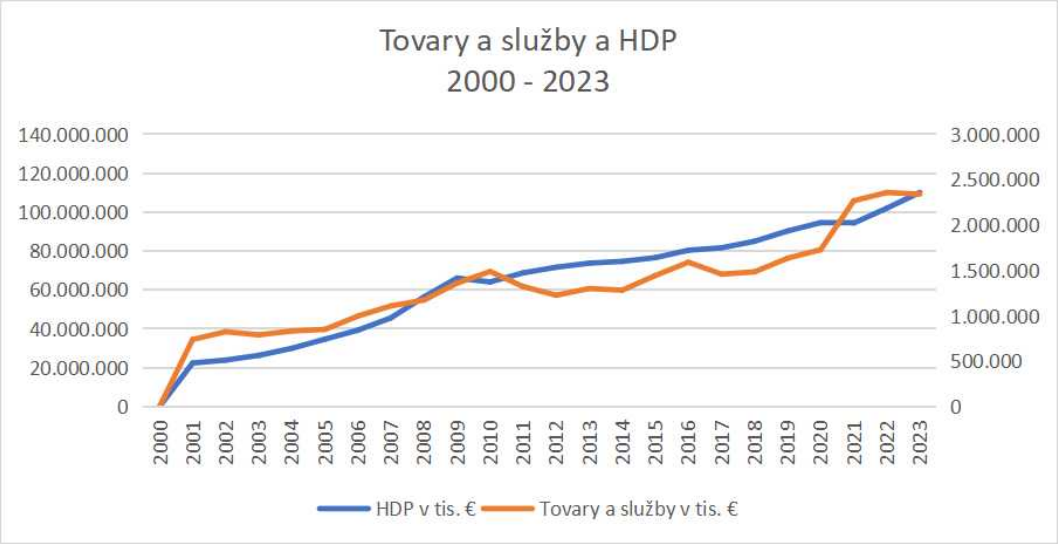
Naopak, posledná podkategória, príspevky na starobné dôchodkové sporenie tzv. druhý pilier dôchodkového zabezpečenia, vykazuje len slabú koreláciu vo výške 0,3341. Tento výsledok je logický, keďže druhý pilier je dobrovoľný a jeho rozsah v štátnej správe nie je dominantný. Zároveň podlieha politickým zmenám, administratívnym zásahom a rozhodnutiam samotných sporiteľov, čo výrazne znižuje jeho väzbu na vývoj HDP. Nízku

koreláciu mohla zapríčiniť aj skutočnosť, že druhý pilier bol na Slovensku zavedený až v roku 2005, pričom v predchádzajúcich rokoch výdavky v tejto položke absentovali. Táto štrukturálna neprítomnosť v prvých rokoch analyzovaného obdobia tak znižuje štatistickú koreláciu medzi touto položkou a HDP. [3]

Z hľadiska celkového hodnotenia možno konštatovať, že kategória Poistné a príspevok do poisťovní je silno previazaná s vývojom HDP.

2.7.3 Tovary a služby

Kategória Tovary a služby pokrýva výdavky, ktoré sú spojené s bežným chodom štátnej správy. Zahŕňa obstarávanie materiálov, nákup služieb, energie, komunikácie, údržbu štátneho majetku, dopravu, nájomné, školenia, informačné technológie, propagačné aktivity a aj stravovanie, odmeny mimo pracovného pomeru či prídel do sociálneho fondu. Z praktického hľadiska ide o výdavky, ktoré súvisia so zabezpečením každodennej prevádzky inštitúcií verejnej správy a nevyhnutného chodu verejného sektora. [26]



Obr. 13: Vývoj výdavkov na tovary a služby a HDP[9] [26]

Korelácia medzi výdavkami na tovary a služby a HDP dosiahla hodnotu 0,9352, čo predstavuje veľmi silnú pozitívnu koreláciu. Tento výsledok naznačuje, že nárast výdavkov na túto kategóriu je výrazne previazaný s rastom HDP. Vývoj výdavkov v tejto oblasti je pomerne stabilný, s miernym poklesom v rokoch 2010 až 2013, no následne sa výdavky opäť zvyšovali a v posledných rokoch zaznamenali výrazný nárast.

Táto kategória sa podľa rozpočtovej klasifikácie ďalej delí na viacero podkategórií. Prvou zložkou sú služby, ktoré zahŕňajú špeciálne služby, ako napríklad výdavky Ministerstva obrany, SIS, súdne poplatky, platby za dostupnosť v rámci PPP projektov, všeobecné služby, ako upratovanie, tlmočenie či správa budov, ale aj služby v oblasti informačných a komunikačných technológií, marketingu, školení, a iné. [26]

Korelačný koeficient v tejto podkategórii dosiahol hodnotu 0,8026, čo odráža silný vzťah s HDP, avšak už o čosi slabší v porovnaní s ostatnými podkategóriami.

Materiál predstavuje podkategóriu, v ktorej ide o výdavky spojené s nákupom všeobecného a špeciálneho materiálu, ako sú zdravotnícke potreby, výzbroj, výpočtová technika, kancelárske potreby či potraviny. [26]

Korelácia v tejto podkategórii vyšla v porovnaní s ostatnými pomerne nízka 0,6361, čo môže naznačovať väčšiu volatilitu, ale stále je to stredne silná pozitívna korelácia.

Výdavky na rutinnú a štandardnú údržbu, ktoré zahrňujú údržbu budov, techniky, IT systémov a ďalších zariadení, vykázali vysokú koreláciu s HDP na úrovni 0,9392. [26]

Energie, voda a komunikácie sú ďalšou zložkou kategórie Tovary a služby, pričom patria medzi výdavky, ktoré sú nevyhnutné pre každodenné fungovanie inštitúcií. Korelácia 0,8528 potvrdzuje ich stabilné napojenie na ekonomický cyklus, čím väčšia je verejná spotreba, tým väčšie nároky na energie a komunikácie. [26]

Podkategória dopravné výdavky, zahŕňajúca údržbu a prevádzku vozidiel, ako aj nákup pohonných látok, mazív, olejov a špeciálnych kvapalín, dosiahla koreláciu s HDP na úrovni 0,8126. Tieto výdavky súvisia najmä s bežnou prevádzkou vozového parku štátu, zabezpečením mobility úradníkov a prevádzky špeciálnej techniky, napríklad policajných alebo vojenských vozidiel. [26]

Výdavky na nájomné, s koreláciou 0,7227, predstavujú prenájmy nehnuteľností a hnuteľných vecí, predovšetkým kancelárskych priestorov, služobných budov, vybavenia či vozidiel. Tieto výdavky slúžia na zabezpečenie bežnej prevádzky štátnej správy v prípade, že vlastné priestory alebo vybavenie nie sú dostupné. [26]

Výdavky na cestovné náhrady, ktoré dosiahli koreláciu 0,7277, zahŕňajú finančné kompenzácie za služobné cesty, a to ako tuzemské, tak zahraničné. Ide o výdavky spojené s dopravou, ubytovaním, stravovaním a ďalšími nárokmi, ktoré vznikajú zamestnancom štátu počas výkonu služobných ciest. Najväčší objem predstavujú zahraničné cestovné

náhrady, ktoré reflektujú zapojenie Slovenskej republiky do medzinárodných organizácií, rokovaní a projektov. Avšak vzhľadom na administratívnu a neproduktívnu povahu tejto podkategórie je pravdepodobné, že jej vplyv na HDP je nepriamy. [26]

Celkovo možno konštatovať, že kategória Tovary a služby má výrazný vzťah k vývoju HDP a jej výdavky prirodzene kopírujú ekonomický rast krajiny.

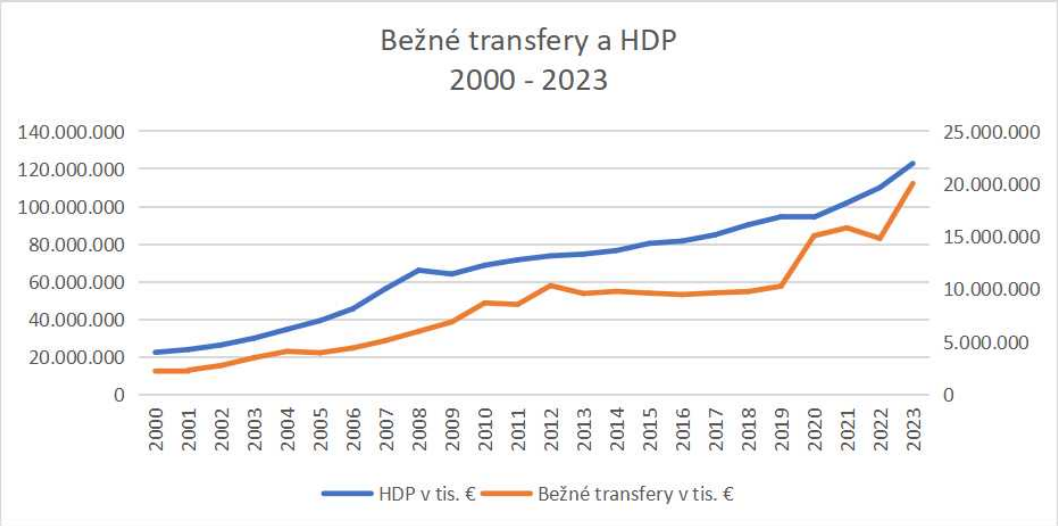
2.7.4 Bežné transfery

Kategória Bežné transfery predstavuje najrozsiahlejšiu kategóriu vládnych výdavkov. Už viac ako dve desaťročia tvorí každoročne viac ako polovicu celkových výdavkov štátneho rozpočtu, pričom v niektorých rokoch tento podiel presahuje aj hranicu 60 %. Ich objemová dominancia medzi výdavkovými položkami je dôsledkom ich rozsiahleho záberu – od transferov medzi verejnými inštitúciami, cez platby domácnostiam a jednotlivcom, až po dotácie neziskovým a súkromným subjektom. V roku 2023 dosiahli bežné transfery sumu až 20,046 miliardy eur, čo predstavovalo 63,9% všetkých bežných výdavkov štátu. [26]

Z hľadiska makroekonomickej väzby na hrubý domáci produkt je vzťah medzi bežnými transfermi a hospodárskym výkonom krajiny veľmi silný. Pearsonov korelačný koeficient dosiahol hodnotu 0,952, čo naznačuje takmer lineárnu pozitívnu koreláciu. Predpokladáme, že rast HDP vytvára priestor pre rozpočtové navyšovanie sociálnych dávok, valorizáciu dôchodkov, zvýšené transfery pre školy, nemocnice, samosprávy či ďalšie verejné inštitúcie. Na druhej strane predpokladáme, že aj samotné transfery spätne ovplyvňujú HDP vo forme zvýšenej spotreby domácností, vyššieho dopytu po službách, či prostredníctvom efektu multiplikačného prerozdelenia príjmov. Bežné transfery by tak mohli pôsobiť ako stabilizátor, ktorý zmierňuje výkyvy hospodárskeho cyklu a súčasne stimuluje agregátny dopyt v čase poklesu ekonomickej aktivity.

Veľká časť týchto výdavkov smeruje do rúk domácností, samospráv a verejných organizácií, čo zabezpečuje ich vysoký dopad na ekonomickú aktivitu, a to nielen cez zvýšenú spotrebu, ale aj cez investície, udržiavanie zamestnanosti či poskytovanie základných verejných služieb. Z pohľadu ich štruktúry, ide o kategóriu, ktorá zasahuje prakticky všetky sféry verejného a súkromného života – od dôchodkového systému a zdravotníctva, cez školstvo a vedu, až po podporu regiónov či nefinančných podnikov. [26]

V tejto súvislosti možno konštatovať, že rast bežných transferov by mohol byť nie len odrazom rastu HDP, ale zároveň aj jeho spolutvoriacim prvkom, čo by mohlo vytvárať obojsmernú väzbu, ktorá zvyšuje ekonomickú aj fiškálnu závislosť krajiny od tejto kategórie výdavkov.



Obr. 14: Vývoj výdavkov na bežné transfery a HDP [9] [26]

Podrobnejším pohľadom na štruktúru bežných transferov vidíme, že sa skladajú z viacerých odlišných typov výdavkov.

Prvou podkategóriou sú transfery v rámci verejnej správy, ktoré dosahujú silnú koreláciu s HDP na úrovni 0,9305. Ide o platby smerované medzi rôzne subjekty verejného sektora, najmä na ústrednú správu, samosprávy, rozpočtové a príspevkové organizácie, ako aj fondy sociálneho a zdravotného zabezpečenia. Zahŕňa napríklad dotácie obciam, transfery rozpočtovým organizáciám alebo vyšším územným celkom. [26]

Ďalšou zložkou v rámci bežných transferov sú transfery jednotlivcom a neziskovým právnickým osobám, pri ktorých bola zistená veľmi silná korelácia s HDP vo výške 0,9454. Táto podkategória zahŕňa široké spektrum platieb ako sociálne dávky, rodičovské príspevky, dôchodky, dotácie občianskym združeniam, nadáciám, cirkvám, školám či neziskovým organizáciám. [26]

Predpokladáme, že tieto výdavky priamo ovplyvňujú disponibilný príjem obyvateľstva. Tým by táto podkatégória mohla mať priamy vplyv na spotrebu domácností, čo by mohlo výrazne zvyšovať HDP.

Na ďalšom mieste sa nachádzajú transfery nefinančným subjektom, ktorých korelácia

s HDP dosiahla hodnotu 0,655. Sem patria predovšetkým dotácie pre podniky, poľnohospodárske firmy, súkromné spoločnosti alebo neštátne výskumné inštitúcie. Korelácia je tu síce nižšia ako pri iných podkategóriách, no stále ide o stredne silný vzťah. Dôvodom by mohlo byť to, že časť týchto transferov sú jednorazové výdavky, často viazané na programy Európskej únie, krízové opatrenia alebo mimoriadne výzvy. Ich výška môže značne kolísať medzi jednotlivými rokmi, čo by mohlo byť príčinou narušenia hladkej väzby na HDP. [26]

Zaujímavým prípadom sú transfery do zahraničia, pri ktorých bola nameraná najvyššia korelácia s HDP na úrovni 0,9743. Ide prevažne o odvody Slovenskej republiky do rozpočtu Európskej únie, príspevky do NATO, OSN, OECD alebo iných medzinárodných organizácií. Aj keď korelácia s HDP vyšla mimoriadne vysoká, je nutné túto väzbu interpretovať s rezervou. Tieto transfery totiž logicky priamo neovplyvňujú domáci produkt. Vysoká korelácia môže byť spôsobená tým, že sa veľká časť platieb, ako napríklad odvody do EÚ určuje práve na základe hrubého národného dôchodku, ktorý je úzko prepojený s HDP, a teda sú mechanicky naviazané. Ide teda skôr o technickú väzbu než o skutočný ekonomický vplyv. [25]

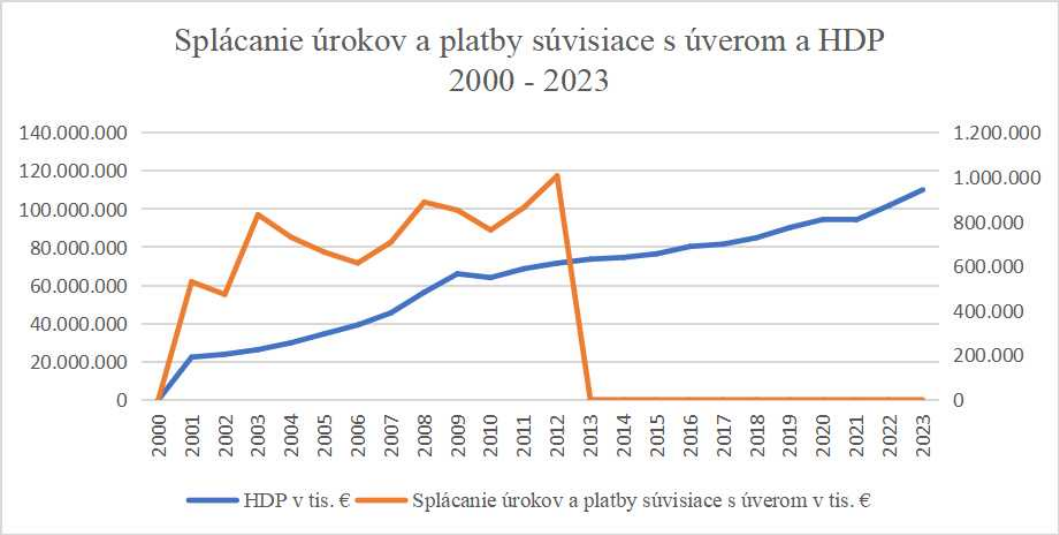
Na opačnom konci sa nachádzajú transfery do tuzemských finančných inštitúcií, ktorých korelácia s HDP je prakticky nulová, dokonca mierne záporná -0,0649.

Táto kategória, na rozdiel od predchádzajúcich, nevykazuje takmer žiadnu väzbu na HDP. Ide o technické transfery, implementáciu finančných nástrojov, úhradu majetkových strát alebo podporu fondov ako Rada pre rozpočtovú zodpovednosť. Tieto výdavky sú skôr funkciou legislatívy, projektového cyklu alebo konkrétnych finančných operácií, než hospodárskeho rastu, a preto nízka korelácia nie je prekvapujúca. [26]

2.7.5 Splácanie úrokov a platby súvisiace s úverom

Samostatnou výdavkovou položkou v rámci verejných financií je splácanie úrokov a platby súvisiace s úverom, ktoré zahŕňa náklady spojené s obsluhou štátneho dlhu. Predovšetkým úroky z domácich a zahraničných štátnych dlhopisov, poplatky, diskonty pri emisiách, úroky z úverov či finančného prenájmu. Ide o kategóriu, ktorá nemá priamy produktívny charakter. Jej podstata spočíva v hradení záväzkov vzniknutých v minulosti, a teda nesmeruje priamo do ekonomiky v podobe tovarov, služieb či transferov. [26]

Z hľadiska štatistickej väzby na HDP sa v tomto prípade ukázala negatívna korelácia –0,6804, čo znamená, že výdavky na úroky a obsluhu dlhu sa v dlhodobom trende pohybovali opačným smerom než hrubý domáci produkt. Tento výsledok je však potrebné interpretovať veľmi opatrne. Ako ukazujú aj obrázok (15), od roku 2011 nastal v tejto kategórii výrazný pokles výdavkov z hodnoty vyše miliardy eur na stabilné minimum 270 tisíc eur od roku 2015 až do súčasnosti. Tento prudký prepad sám osebe skresľuje štatistický vzťah medzi premennými. Korelácia je tak výrazne ovplyvnená historickým vývojom a najmä štrukturálnou zmenou v spôsobe správy verejného dlhu.



Obr. 15: Vývoj výdavkov na Splácanie úrokov a platby súvisiace s úverom a HDP [9] [26]

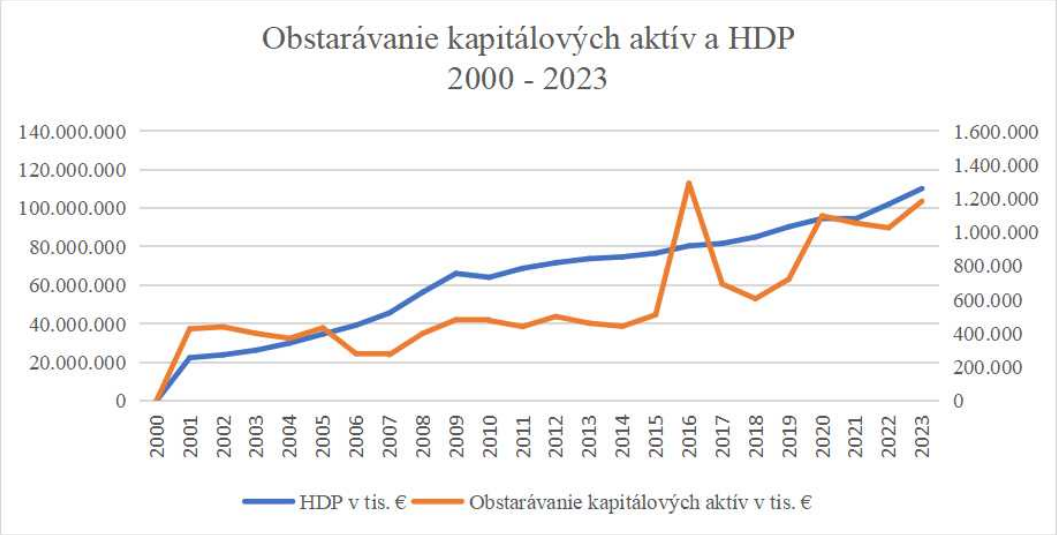
Z pohľadu ekonomickej logiky je zároveň zrejmé, že splácanie úrokov a podobných platieb by ani nemalo vykazovať významnú priamu väzbu na HDP. Ide totiž o výdavok, ktorý by nemal vytvárať nové ekonomické hodnoty a nemal by prispievať k spotrebe. Zmysel tejto kategórie spočíva najmä vo finančnej stabilite štátu a v dodržiavaní záväzkov voči veriteľom, nie v podpore hospodárskeho rastu.

2.7.6 Obstarávanie kapitálových aktív

Kategória obstarávania kapitálových aktív predstavuje zložku verejných výdavkov, ktorá zahŕňa investície do dlhodobého hmotného a nehmotného majetku štátu. Patria sem investície, smerované do oblasti infraštruktúry, výbavy inštitúcií, IT technológií či stavieb. Na rozdiel od bežných výdavkov, ktoré často plnia redistribučnú alebo stabilizačnú funkciu, tieto výdavky možno skôr považovať ako výdavky rozvojové. [26]

Korelácia tejto výdavkovej kategórie s HDP dosiahla hodnotu 0,7962, čo predstavuje silnú pozitívnu väzbu. Táto hodnota poukazuje na to, že rast kapitálových výdavkov štátu môže byť významným faktorom podporujúcim rast ekonomiky.

Z podrobnejšej analýzy jednotlivých výdavkových podkategórií vyplýva, že podstatná časť investícií smeruje do modernizácie technickej základne štátu. Výdavky na nákup strojov, prístrojov, zariadení a techniky, ktorých korelácia s HDP dosiahla 0,7374, majú priamy dopad na hospodársku výkonnosť. Ide predovšetkým o investície, ktoré zvyšujú výkonnosť a kapacitu verejných inštitúcií, a zároveň generujú dodatočný dopyt v sektoroch, ako sú napríklad IT alebo výrobno-technický sektor. Realizované boli napríklad veľké projekty v oblasti technologickej modernizácie v rezortoch financií a vnútra, ktoré by mohli nepriamo posilniť celkové HDP zvýšením výdavkov v domácich dodávateľských reťazcoch. [26]



Obr. 16: Vývoj výdavkov na obstarávanie kapitálových aktív a HDP [9] [26]

Výdavky na realizáciu stavieb a ich technické zhodnotenie, ktoré by za normálnych okolností mali byť považované za vysoko prorastové, dosiahli prekvapivo nízku koreláciu s HDP na úrovni 0,1253. Táto nízka hodnota však pravdepodobne neodzrkadľuje reálny ekonomický vplyv, ale skôr poukazuje na to, že tieto výdavky bývajú silno ovplyvnené projektovým cyklom Plánu obnovy a odolnosti. V praxi sú to investície do ciest, mostov, verejných budov alebo školských a zdravotníckych zariadení. [26]

Nazdávame sa, že táto podkategória môže v regiónoch generovať stovky pracovných miest. Avšak kvôli časovej nesúladnosti medzi rozpočtovaním, výstavbou a reálnym vý-

konom týchto investícií môže byť ich priamy efekt na HDP rozptýlený v čase.

Silnejšiu väzbu na HDP ukázala podkategória rekonštrukcií a modernizácie, ktorá dosiahla koreláciu 0,6668. Tieto výdavky majú potenciál zvyšovať produktivitu bez nutnosti budovania úplne nových kapacít. Modernizáciou existujúcich systémov, infraštruktúry a technológií možno často dosiahnuť porovnateľný efekt na hospodársky rast ako pri výstavbe nových zariadení. Investície tohto typu boli v roku 2023 realizované napríklad v oblasti informačných systémov štátu, modernizácie existujúcich softvérových riešení, ako aj rekonštrukcie štátnych budov s cieľom zvýšiť ich energetickú efektívnosť. [26]

Kapitálové výdavky na nákup dopravných prostriedkov vykazujú koreláciu 0,5832, čo predstavuje stredne silnú pozitívnu väzbu na HDP. Tieto výdavky, ktoré boli významné najmä v rezorte obrany a vnútra, prispievajú k zvýšeniu mobility verejných zložiek, napríklad polície, hasičov alebo armády. Tieto výdavky stimulujú automobilový a strojársky priemysel. [26]

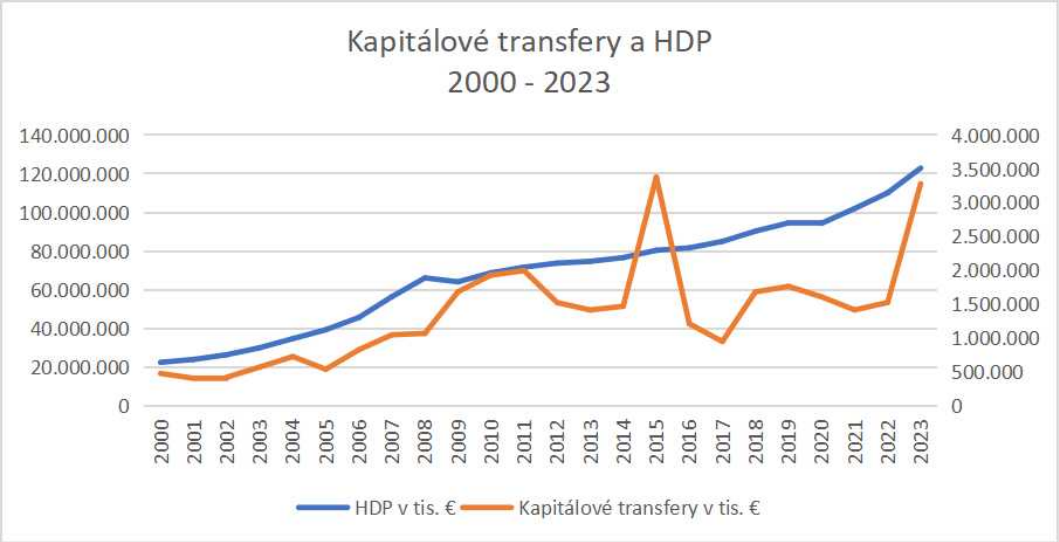
Nákup pozemkov a nehmotných aktív, ktorého korelácia s HDP dosiahla 0,3951, patrí medzi výdavky s nižšou mierou priamej väzby na hospodársky rast. Hoci tieto výdavky – najmä na softvér, licencie a informačné systémy – nenapĺňajú kritériá produktívnych investícií v zmysle okamžitého stimulu agregátneho dopytu, zo strednodobého až dlhodobého hľadiska môžu prispievať k zvyšovaniu inštitucionálnej efektívnosti štátu. Ich vplyv na HDP sa prejavuje skôr nepriamo, napríklad cez zlepšovanie podnikateľského prostredia, digitalizáciu verejných služieb alebo posilňovanie kybernetickej bezpečnosti, než prostredníctvom priameho nárastu produkcie. [26] [27]

Podkategória nákupu budov, objektov a ich častí vykazuje najnižšiu koreláciu s HDP 0,2977. Ide zväčša o výnimočné, jednorazové výdavky spojené s konkrétnymi akvizíciami nehnuteľností pre potreby štátu. Ich dopad na HDP môže byť skôr lokálny, odvíjajúci sa od miesta a rozsahu investície. [26]

Z vyššie uvedeného vyplýva, že aj keď medzi jednotlivými podkategóriami existujú rozdiely v miere a forme tohto vplyvu, celkový efekt obstarávania kapitálových aktív na rast HDP je nesporný. Výdavky, ktoré zvyšujú produktivitu, infraštruktúru a technologickú vyspelosť verejného sektora, by mohli mať významný prorastový efekt. Korelácie to len potvrdzujú.

2.7.7 Kapitálové transfery

Kapitálové transfery predstavujú nástroj verejných výdavkov zameraný na podporu investičnej činnosti v rôznych segmentoch ekonomiky. Na rozdiel od bežných transferov, ktoré spravidla slúžia na zabezpečenie spotreby, kapitálové transfery smerujú k financovaniu nadobúdania dlhodobého majetku, k opravám, rekonštrukciám alebo k podpore investičnej činnosti iných subjektov. Ich cieľom je posilniť reálnu ekonomickú bázu, či už formou rozvoja dopravnej infraštruktúry, modernizácie nemocníc, investícií do železníc, podpory výskumu, zlepšenia životného prostredia, alebo cez podporu regionálneho rozvoja. V roku 2023 dosiahli tieto výdavky 3,281 miliardy eur, čím tvorili až 69,6% všetkých kapitálových výdavkov. Korelácia medzi týmito výdavkami a HDP bola vypočítaná na úrovni 0,7321, čo predstavuje silnú pozitívnu väzbu. Tento výsledok poukazuje na to, že výška a dynamika kapitálových transferov má reálny potenciál ovplyvniť hospodársky rast priamym podporením investičnej aktivity subjektov, ktoré tieto transfery prijímajú. [26]



Obr. 17: Vývoj výdavkov na obstarávanie kapitálových aktív a HDP [9] [26]

Najsilnejší vzťah k HDP vykazujú transfery v rámci verejnej správy, ktoré dosiahli koreláciu 0,7968. Zároveň ide o najväčšiu podkategóriu kapitálových transferov, ktorá v roku 2023 predstavovala viac než 84% z celkového objemu tejto výdavkovej skupiny. Tieto výdavky sa prevažne sústreďujú na subjekty ako Národná diaľničná spoločnosť, Železnice SR, dopravné podniky alebo vyššie územné celky a obce. Keďže ide o investície do verejnej infraštruktúry, najmä výstavbu diaľnic, rýchlostných ciest, modernizáciu železničných

tratí, obnovu verejných budov či technickú vybavenosť miest a obcí, ich multiplikačný efekt by mal byť zjavný. [26]

Zvyšovanie investícií v týchto oblastiach môže pomôcť generovať dodatočný dopyt po pracovnej sile a stavebných materiáloch, podporovať zamestnanosť a mobilitu pracovnej sily a vytvárať priaznivé podmienky pre podnikanie.

Transfery jednotlivcom a neziskovým právnickým osobám vykazujú koreláciu 0,6534. Ide najmä o dotácie občianskym združeniam, nadáciám, cirkvám, školám či neziskovým organizáciám. [26]

Transfery finančným inštitúciám, s koreláciou 0,5158, sú ďalším komponentom tejto kategórie. Ide prevažne o platby smerované Slovak Investment Holding, a.s., ktoré slúžia ako investičný nástroj pre prechod na nízkouhlíkové hospodárstvo, energetickú efektívnosť a podporu obehového hospodárstva. [26]

Kapitálové transfery do zahraničia, ako samostatná podkategória verejných výdavkov, predstavujú z analytického hľadiska mimoriadne špecifickú oblasť. Ide o platby, ktorých účelom je financovanie kapitálových projektov mimo územia Slovenskej republiky alebo prevod kapitálového majetku zahraničným subjektom. [26]

Presnú štruktúru ani príjemcov tejto podkategórie však štátne záverečné účty Slovenskej republiky nešpecifikujú, čo sťažuje interpretáciu ich konkrétneho ekonomického významu. Napriek tomu korelácia tejto položky s HDP dosahuje hodnotu 0,7111, čo predstavuje relatívne silný pozitívny vzťah. Táto hodnota však nehovorí o priamom vplyve týchto výdavkov na hospodársky rast, skôr naznačuje, že výška týchto transferov rastie paralelne s vývojom ekonomiky, pravdepodobne v dôsledku vyššej disponibilnej kapacity verejných financií v silnejších rokoch. V skutočnosti však tieto výdavky pravdepodobne nemajú významný efekt na domáce HDP. Domnievame sa, že neprinášajú investície, spotrebu ani pracovné miesta v rámci slovenskej ekonomiky. Z tohto dôvodu treba koreláciu interpretovať s mimoriadnou opatrnosťou. Výdavky tejto podkategórie pravdepodobne nie sú zdrojom hospodárskeho rastu, ale skôr vedľajším produktom celkového stavu verejných financií v danom období. Vyššie transfery do zahraničia sa tak môžu objaviť v rokoch, keď si to štátny rozpočet môže dovoliť, nie preto, že by tieto výdavky priamo podporovali domáci HDP.

Na druhej strane, kapitálové transfery nefinančným subjektom vykazujú prakticky

nulovú koreláciu s HDP 0,0193, čo naznačuje, že tieto výdavky nemajú konzistentný vplyv na ekonomickú výkonnosť krajiny. Môže to však byť do značnej miery spôsobené ich štruktúrou. Často ide o jednorazové, programovo viazané výdavky, ktoré sú roztrúsené medzi široké spektrum príjemcov od malých firiem cez environmentálne projekty až po výskumné ústavy. Tieto transfery sa navyše často realizujú cez eurofondy, čo ich viaže na cyklus výziev, schvaľovania a refundácií, ktorý znižuje ich predvídateľnosť. [26]

Kapitálové transfery zohrávajú v rámci verejných financií dôležitú úlohu. Často môžu slúžiť ako doplnok alebo alternatíva ku priamym investičným výdavkom štátu, najmä vtedy, keď má verejný sektor záujem podporiť investičné aktivity iných subjektov miest a obcí, verejných inštitúcií, či výskumných organizácií. Práve preto môžu mať dopad na HDP. Korelácia na úrovni 0,7321 naznačuje, že medzi týmito výdavkami a ekonomickým rastom existuje zreteľná väzba. Vďaka tomu môžu kapitálové transfery slúžiť ako nástroj na posilnenie miestneho rozvoja, podporu infraštruktúry alebo zvyšovanie kvality verejných služieb.

2.8 Zhrnutie

Analýza jednotlivých výdavkových kategórií a podkategórií verejných financií ukázala, že vplyv štátnych výdavkov na HDP nie je ani zďaleka homogénny. Niektoré typy výdavkov vykazujú veľmi silnú väzbu na ekonomickú výkonnosť krajiny.

Dôležité je, že vyššia korelácia zvyčajne súvisí s predvídateľnosťou, opakovateľnosťou a objemom výdavkov. Inými slovami, výdavky, ktoré sú systematické, pravidelne čerpané a zamerané na kľúčové oblasti verejného záujmu, ako napríklad infraštruktúra, sociálne dávky, samospráva, majú vyšší multiplikačný a prorastový efekt. Naopak, jednorazové, programovo viazané či technické výdavky, ako napríklad transfery nefinančným subjektom alebo splácanie úrokov, vykazujú nízku alebo žiadnu súvislosť s rastom HDP, a to buď pre svoju nevýpovednú štruktúru alebo pre nepriamy charakter ich dopadu.

Celkovo možno konštatovať, že verejné výdavky sú v mnohých prípadoch aktívnym nástrojom hospodárskej politiky. Ak sú správne zacielené a stabilné, majú potenciál podporiť rast HDP, zvyšovať produktivitu a zlepšiť kvalitu života obyvateľov. Z hľadiska hospodárskej politiky to poukazuje na to, že nie je podstatný len celkový objem výdavkov, ale aj ich štruktúra, načasovanie a spôsob alokácie.

3 Kauzálna analýza v prostredí VAR modelu

V predchádzajúcich častiach práce sme sa zamerali na identifikáciu vzťahov medzi agregovanými výdavkovými kategóriami a HDP, ako aj medzi čistým exportom a HDP pomocou Pearsonovho korelačného koeficientu. Tento prístup však neumožňuje odpovedať na otázku či vedie zmena jednej ekonomickej veličiny k zmenám inej veličiny. Na rozlíšenie korelácie od skutočného vplyvu a na skúmanie časových vzťahov medzi premennými, sme preto implementovali kauzálnu analýzu v rámci vektorového autoregresného modelu (VAR).

Táto kapitola podrobne rozoberá štyri komplementárne prístupy kauzálnej analýzy v prostredí VAR modelu:

- Grangerova kauzalita, ktorá testuje či minulé hodnoty jednej premennej zlepšujú predikciu inej premennej.
- Okamžitá (instantná) kauzalita, ktorá skúma súčasnú vzájomnú závislosť medzi premennými vo VAR modeli.
- Impulzné odozvy (Impulse Response Functions, IRF) analyzujú dynamickú odozvu každej premennej v systéme na jednotkový šok v jednej z premenných, pričom ostatné šoky sú držané konštantné. Táto metóda umožňuje pozorovať časový priebeh vplyvu šoku na systém a určiť, ako sa prenáša cez systémové väzby počas niekoľkých období po šoku.
- Dekompozícia predikčnej chyby (Forecast Error Variance Decomposition, FEVD) rozkladá celkovú predikčnú chybu jednotlivých premenných na príspevky od šokov všetkých ostatných premenných v systéme. Takto umožňuje kvantifikovať, aký podiel variability danej premennej možno pripísať šokom v ostatných premenných, čím poskytuje informáciu o relatívnej dôležitosti jednotlivých faktorov v systéme. [11] [14] [20] [30]

V tejto kapitole vysvetľujeme metodologické pozadie týchto prístupov a následne aplikujeme príslušné testy a výpočty na náš VAR model. Výsledky interpretujeme v kontexte ekonomických súvislostí, pričom kladieme dôraz najmä na identifikáciu príčinnej väzby medzi vládnymi výdavkami a HDP a medzi čistým exportom a HDP.

3.1 Vektorový autoregresný model (VAR)

Vektorový autoregresný model predstavuje základný a veľmi rozšírený nástroj pre empirickú analýzu časových radov. Jeho popularita spočíva v schopnosti modelovať dynamické vzťahy medzi viacerými premennými bez nutnosti stanovenia ich exogénnosti či endogénnosti apriórne. Tento prístup bol formalizovaný najmä v práci Christophera A. Simsa Macroeconomics and Reality (1980), ktorý kritizoval tradičné štrukturálne modely za ich prílišné spoliehanie sa na silné apriórne predpoklady a navrhol VAR ako alternatívu, ktorá umožňuje simultánne modelovať viacero časových radov s minimom vopred určených obmedzení. [30]

V klasickej ekonometrickej literatúre boli viacpremenné modely konštruované ako štrukturálne rovnice, kde bola každá premenná vysvetľovaná explicitne z hľadiska ostatných. Avšak ako uvádza Sims, tento prístup často viedol k modelom s diskutabilnou identifikovateľnosťou a spoliehal sa na arbitrárne zovšeobecnenia. Sims navrhol používať tzv. "reduced form"model, ktorý sa konštruuje bez predpokladov o simultánnych vzťahoch medzi premennými, čím sa znižuje riziko chybnej špecifikácie modelu. [30]

Základná forma VAR(p) modelu pre K premenných s p oneskoreniami je definovaná nasledovne:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c} + \mathbf{A}_1\mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \mathbf{A}_p\mathbf{y}_{t-p} + \epsilon_t \tag{1}$$

kde:

$\mathbf{y}_t$ je $K \times 1$ vektor endogénnych premenných,

$\mathbf{c}$ je $K \times 1$ vektor konštánt (interceptov),

$\mathbf{A}_i$ sú $K \times K$ matice koeficientov pre oneskorenia $i = 1, \ldots, p$,

ϵ_t je $K \times 1$ vektorové zovšeobecnenie bieleho šumu. [30]

Aby bol model VAR(p) správne špecifikovaný a jeho výsledky spoľahlivo interpretovateľné, musia byť splnené nasledovné predpoklady:

- **Slabá stacionarita:** Proces $\mathbf{y}_t$ musí byť stacionárny v slabom zmysle, t. j. musí mať konštantnú strednú hodnotu $\mathbb{E}[\mathbf{y}_t] = \boldsymbol{\mu}$ a kovariančnú štruktúru $\mathrm{Cov}(\mathbf{y}_t, \mathbf{y}_{t-k})$ závislú len od k, nie od t.

- **Stabilita:** Všetky vlastné čísla (korene) charakteristického polynómu

$$\det\left(\mathbf{I}_K - \mathbf{A}_1 z - \cdots - \mathbf{A}_p z^p\right)$$

musia ležať mimo jednotkového kruhu v komplexnej rovine ($|z| > 1$), kde $z \in \mathbb{C}$ je komplexná premenná, aby bol VAR proces stabilný.

- **Neautokorelované reziduá (biely šum):** Inovačný proces $\boldsymbol{\epsilon}_t$ musí byť sekvenčne nezávislý s nulovou strednou hodnotou a konštantnou kovariančnou maticou Σ_ϵ, teda $\mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}_t] = \mathbf{0}$ a $\mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}_t \boldsymbol{\epsilon}_s^\top] = \Sigma_\epsilon$ pre $t = s$, inak nula.

- **Absencia perfektnej multikolinearity:** Regresory (vrátane všetkých predošlých hodnôt premenných) nesmú byť lineárne závislé — inak by matica dizajnu nemala plný rank a odhad parametrov by nebol možný.

Tieto predpoklady zabezpečujú, že VAR model má dobre definované momenty, a že klasické metódy odhadu sú konzistentné a efektívne. [14] [20] [30]

3.2 Grangerova kauzalita

Vektorový autoregresný model poskytuje robustný rámec na testovanie kauzality medzi premennými v systéme viacerých časových radov. Jednou z najvýznamnejších metód zisťovania smerovania tejto kauzality je test Grangerovej kauzality, ktorý bol prvýkrát predstavený v práci C. W. J. Grangera (1969). Tento koncept nevníma kauzalitu v striktne filozofickom či deterministickom zmysle, ale skôr v predikčnom kontexte: hovoríme, že premenná x_t *Granger-spôsobuje* premennú y_t, ak minulé hodnoty x_t zlepšujú predikciu y_t nad rámec informácií obsiahnutých v minulosti samotného y_t. [11]

Uvažujme dva slabo stacionárne procesy $\{x_t\}$ a $\{y_t\}$, ktoré patria do informačnej množiny $\mathcal{I}_{t-1}$ obsahujúcej všetky dostupné informácie do času $t-1$. Potom x_t Granger-spôsobuje y_t práve vtedy, keď platí:

$$\mathbb{E}[y_t \mid \mathcal{I}_{t-1}] \neq \mathbb{E}[y_t \mid \mathcal{I}_{t-1}^{(-x)}],$$

kde $\mathcal{I}_{t-1}^{(-x)}$ označuje tú istú informačnú množinu, z ktorej boli vylúčené všetky lagované hodnoty premennej x_t. Ak je táto nerovnosť splnená, môžeme konštatovať, že znalosť minulosti x_t významne zlepšuje predikciu y_t. [11] [14] [20] [30]

Vo formálnom rámci VAR(p) modelu je možné túto podmienku vyjadriť ako testovateľnú hypotézu. Nech $\mathbf{y}_t$ je $K \times 1$ vektor endogénnych premenných a $\mathbf{A}_i$ sú $K \times K$ matice koeficientov pre $i = 1, \ldots, p$. Predpokladajme, že x_t a y_t sú jednotlivé komponenty vektora $\mathbf{y}_t$, pričom x_t je premenná, ktorej kauzálny vplyv chceme testovať v rovnici pre y_t. Potom nulová hypotéza o neexistencii Grangerovej kauzality z x_t do y_t má tvar:

$$H_0 : [\mathbf{A}_1]_{y,x} = [\mathbf{A}_2]_{y,x} = \cdots = [\mathbf{A}_p]_{y,x} = 0,$$

kde $[\mathbf{A}_i]_{y,x}$ označuje prvok na pozícii y-tého riadku a x-tého stĺpca matice $\mathbf{A}_i$, ktorý zachytáva vplyv x_{t-i} v rovnici pre y_t. Verbálne, nulová hypotéza tvrdí, že minulé hodnoty premennej x_t neobsahujú dodatočnú predikčnú informáciu pre y_t. Zamietnutie tejto hypotézy znamená, že x_t Granger-spôsobuje y_t. [11] [14] [20] [30]

Na testovanie tejto hypotézy sa zvyčajne používa Waldov test, ktorý porovnáva neobmedzený model (so všetkými koeficientmi) s obmedzeným modelom, v ktorom sú koeficienty pri všetkých lagovaných hodnotách x_t v rovnici pre y_t fixované na nulu. Testovacia štatistika má za splnenia regularity podmienok asymptoticky χ^2 rozdelenie so stupňami voľnosti rovnými počtu testovaných parametrov, teda p pri jednej premennej alebo kp pri skupine k premenných. [7]

3.3 Okamžitá kauzalita

Okamžitá kauzalita predstavuje dôležitý doplnok ku klasickej Grangerovej kauzalite v rámci analýzy VAR modelov. Kým Grangerova kauzalita testuje či oneskorené hodnoty jednej premennej zlepšujú predikciu druhej, okamžitá kauzalita sa zameriava na to či existuje štatisticky významná korelácia medzi reziduálnymi zložkami rôznych premenných v tom istom časovom okamihu t. Táto metóda tak zachytáva súčasné (instantné) interakcie, ktoré môžu byť prejavom simultánnych rozhodovacích procesov alebo vplyvu spoločných nepozorovaných faktorov. [10] [11] [14]

Formálne uvažujme VAR(p) model pre K endogénnych premenných, ktorý sme definovali v rovnici (1). Nech $\boldsymbol{\epsilon}_t$ označuje $K \times 1$ vektor reziduálnych zložiek a $\boldsymbol{\Sigma}_\epsilon$ ich kovariančnú maticu. Potom platí, že medzi y_t^i a y_t^j existuje okamžitá kauzalita $\iff [\boldsymbol{\Sigma}_\epsilon]_{ij} \neq 0, \quad i \neq j$. Kde $[\boldsymbol{\Sigma}_\epsilon]_{ij}$ je ij-ty prvok kovariančnej matice $\boldsymbol{\Sigma}_\epsilon$. Ak $\boldsymbol{\Sigma}_\epsilon$ je diagonálna, znamená to, že jednotlivé komponenty vektora $\boldsymbol{\epsilon}_t$ sú navzájom nekorelované, a teda medzi premennými

neexistujú súčasné vzťahy. Naopak, nenulové mimo-diagonálne prvky indikujú simultánne väzby, ktoré nemožno zachytiť prostredníctvom Grangerovej kauzality, keďže tá skúma výlučne oneskorené efekty. [10] [11] [14]

Test okamžitej kauzality je založený na hypotéze o nekorelovanosti inovačných zložiek. Pre dvojicu premenných y_t^i a y_t^j sa testuje:

$$H_0 : [\mathbf{\Sigma}_\epsilon]_{ij} = 0 \quad \text{vs.} \quad H_1 : [\mathbf{\Sigma}_\epsilon]_{ij} \neq 0.$$

Testovacia štatistika vychádza z pomeru determinantov dvoch kovariančných matíc. Jednej odhadnutej pri nulovej hypotéze s nulovými mimo-diagonálnymi prvkami a druhej z neobmedzeného modelu. Formálne je štatistika definovaná ako:

$$\chi^2 = T \cdot \log\left(\frac{|\hat{\Sigma}_0|}{|\hat{\Sigma}_r|}\right),$$

kde T je počet pozorovaní, $|\hat{\Sigma}_0|$ je determinant diagonálnej kovariančnej matice reziduí pod nulovou hypotézou a $|\hat{\Sigma}_r|$ je determinant plnej (neobmedzenej) kovariančnej matice. Táto testovacia štatistika má asymptoticky rozdelenie χ^2_q so stupňami voľnosti $q = K(K-1)/2$, ak sa testujú všetky okamžité vzťahy medzi K premennými. [14]

Zamietnutie nulovej hypotézy znamená, že šoky v premenných y_t^i a y_t^j sú štatisticky korelované, a teda medzi nimi existuje okamžitá kauzalita. Tento výsledok môže indikovať prítomnosť simultánnych ekonomických mechanizmov, spoločných externých faktorov alebo štrukturálnych prepojení, ktoré sa prejavujú v korelovaných zložkách. [20]

3.4 Impulzné odozvy

Jedným zo základných nástrojov interpretácie dynamických vlastností vektorových autoregresných modelov je analýza impulzných odoziev (Impulse Response Functions, IRF). Táto metóda umožňuje skúmať, ako sa šok v jednej endogénnej premennej premieta do budúceho vývoja všetkých premenných v systéme počas niekoľkých časových období po aplikácii tohto šoku. [20] [30]

Aby bolo možné analyzovať dynamickú reakciu systému na šok, model možno prepísať do tzv. nekonečnej MA (moving average) reprezentácie. Uvažujme VAR(p) model z rovnice (1). Predpokladajme, že proces $\{\mathbf{y}_t\}$ je slabo stacionárny. Označme jeho strednú hodnotu

ako:

$$\boldsymbol{\mu} = \mathbb{E}[\mathbf{y}_t]$$

Zoberme strednú hodnotu celej rovnice:

$$\mathbb{E}[\mathbf{y}_t] = \mathbf{c} + \sum_{i=1}^{p} \mathbf{A}_i \mathbb{E}[\mathbf{y}_{t-i}] + \mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}_t]$$
$$\boldsymbol{\mu} = \mathbf{c} + \sum_{i=1}^{p} \mathbf{A}_i \boldsymbol{\mu}$$

Upravíme:

$$\left(\mathbf{I} - \sum_{i=1}^{p} \mathbf{A}_i\right) \boldsymbol{\mu} = \mathbf{c} \quad \Rightarrow \quad \boldsymbol{\mu} = \left(\mathbf{I} - \sum_{i=1}^{p} \mathbf{A}_i\right)^{-1} \mathbf{c}$$

Definujme centrovaný proces:

$$\tilde{\mathbf{y}}_t := \mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu}$$

Dosadením do pôvodnej rovnice dostávame:

$$\tilde{\mathbf{y}}_t = \sum_{i=1}^{p} \mathbf{A}_i \tilde{\mathbf{y}}_{t-i} + \boldsymbol{\epsilon}_t$$

Dostávame centrovaný VAR(p) model bez konštanty. Tento model má MA(∞) reprezentáciu v tvare:

$$\tilde{\mathbf{y}}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\Psi}_i \boldsymbol{\epsilon}_{t-i}, \quad \text{so } \boldsymbol{\Psi}_0 = \mathbf{I}$$

Rekurzívne vypočítame $\boldsymbol{\Psi}_i$ nasledovne:

$$\boldsymbol{\Psi}_0 = \mathbf{I}, \qquad \boldsymbol{\Psi}_i = \sum_{j=1}^{\min(i,p)} \mathbf{A}_j \boldsymbol{\Psi}_{i-j}, \quad i \geq 1$$

Prvé členy sú:

$$\boldsymbol{\Psi}_1 = \mathbf{A}_1$$
$$\boldsymbol{\Psi}_2 = \mathbf{A}_1\mathbf{A}_1 + \mathbf{A}_2$$
$$\boldsymbol{\Psi}_3 = \mathbf{A}_1\boldsymbol{\Psi}_2 + \mathbf{A}_2\boldsymbol{\Psi}_1 + \mathbf{A}_3, \quad \text{atď.}$$

Pôvodný proces $\mathbf{y}_t$ možno teda zapísať ako:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\Psi}_i \boldsymbol{\epsilon}_{t-i}$$

kde $\boldsymbol{\mu}$ je vektor stredných hodnôt a matice $\boldsymbol{\Psi}_i$ opisujú dynamický dopad šoku $\boldsymbol{\epsilon}_{t-i}$ na $\mathbf{y}_t$. [20]

Impulzná odozva predstavuje zmenu v očakávanej hodnote $\mathbf{y}_{t+h}$ v dôsledku jednotkového šoku v jednej zložke $\boldsymbol{\epsilon}_t$, za predpokladu, že ostatné šoky sú nulové. Pre j-tú premennú vektorového šoku $\boldsymbol{\epsilon}_t$ a k-tú endogénnu premennú je impulzná odozva v horizonte h definovaná ako:

$$\mathrm{IRF}_{kj}(h) = \mathbf{e}_k^\top \boldsymbol{\Psi}_h \mathbf{e}_j,$$

kde $\mathbf{e}_j$ a $\mathbf{e}_k$ sú jednotkové vektory s hodnotou 1 na j-tom, resp. k-tom mieste. Táto hodnota reprezentuje odpoveď k-tej premennej po h obdobiach na jednotkový šok v j-tej premennej v čase t. [14]

Keďže zložky $\boldsymbol{\epsilon}_t$ môžu byť korelované (t. j. $\boldsymbol{\Sigma}_\epsilon$ nie je diagonálna), jednotkový šok v jednej premennej môže byť spojený aj s ostatnými premennými. Preto sa pri výpočte impulzných odoziev zvyčajne používajú tzv. ortogonálne impulzy, ktoré predpokladajú, že inovačné zložky sú nekorelované. Najbežnejší spôsob ortogonalizácie je založený na Choleského dekompozícii kovariančnej matice reziduí:

$$\boldsymbol{\Sigma}_\epsilon = \mathbf{P}\mathbf{P}^\top,$$

kde $\mathbf{P}$ je dolnotrojuholníková matica. Ortogonálne impulzy $\mathbf{u}_t$ sú potom definované ako:

$$\boldsymbol{\epsilon}_t = \mathbf{P}\mathbf{u}_t, \quad \text{kde } \mathbf{u}_t \sim \mathrm{WN}(\mathbf{0}, \mathbf{I})$$

Dosadením do MA reprezentácie dostávame ortogonálne impulzné odozvy:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\Psi}_i \mathbf{P}\mathbf{u}_{t-i} = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\Theta}_i \mathbf{u}_{t-i},$$

kde $\boldsymbol{\Theta}_i = \boldsymbol{\Psi}_i \mathbf{P}$. [20]

Táto ortogonalizácia zabezpečuje, že šoky $\mathbf{u}_t$ sú nekorelované a majú jednotkovú disperziu, čo umožňuje jednoznačnú identifikáciu vplyvu jednotlivých premenných. Treba

však zdôrazniť, že výsledné impulzné odozvy nie sú invariantné voči permutáciám premenných, keďže Choleského rozklad závisí od ich poradia. Rovnaký šok môže mať rôzne účinky v závislosti od usporiadania premenných v systéme. [14] [20]

3.5 Dekompozícia predikčnej chyby

Dekompozícia predikčnej chyby (Forecast Error Variance Decomposition, FEVD) predstavuje dôležitý analytický nástroj v rámci vektorového autoregresného modelu, ktorý dopĺňa impulzné odozvy o kvantitatívnu interpretáciu. Kým impulzné odozvy skúmajú dynamický priebeh reakcie jednej premennej na šok v inej premennej, FEVD umožňuje merať, akú časť variability v predikčnej chybe danej premennej možno pripísať jednotlivým šokom v systéme. [14] [20]

Uvažujme VAR(p) model v stacionárnej forme s MA(∞) reprezentáciou:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\Psi}_i \boldsymbol{\epsilon}_{t-i}$$

Predpokladajme, že šoky $\boldsymbol{\epsilon}_t$ boli ortogonalizované prostredníctvom Choleského rozkladu tak, že:

$$\boldsymbol{\epsilon}_t = \mathbf{P}\mathbf{u}_t, \quad \text{kde } \mathbf{u}_t \sim \text{WN}(\mathbf{0}, \mathbf{I})$$

Potom možno MA reprezentáciu prepísať ako:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\Theta}_i \mathbf{u}_{t-i}, \quad \text{kde } \boldsymbol{\Theta}_i := \boldsymbol{\Psi}_i \mathbf{P}$$

Predikčná chyba pri h-krokovej predikcii v čase t je daná ako:

$$\mathbf{y}_{t+h} - \mathbb{E}_t[\mathbf{y}_{t+h}] = \sum_{i=0}^{h-1} \boldsymbol{\Theta}_i \mathbf{u}_{t+h-i}$$

a jej kovariančná matica má tvar:

$$\mathbb{E}\left[(\mathbf{y}_{t+h} - \mathbb{E}_t[\mathbf{y}_{t+h}])(\mathbf{y}_{t+h} - \mathbb{E}_t[\mathbf{y}_{t+h}])^\top\right] = \sum_{i=0}^{h-1} \boldsymbol{\Theta}_i \boldsymbol{\Theta}_i^\top$$

FEVD pre k-tú premennú a j-tý šok (v čase t a horizonte h) vyjadruje podiel variability predikčnej chyby v k-tej premennej, ktorý možno pripísať šoku v j-tej zložke $\mathbf{u}_t$. Formálne je definovaný ako:

$$\text{FEVD}_{kj}(h) = \frac{\sum_{i=0}^{h-1} \left([\boldsymbol{\Theta}_i]_{kj}\right)^2}{\sum_{i=0}^{h-1} \left(\boldsymbol{\Theta}_i \boldsymbol{\Theta}_i^\top\right)_{kk}}$$

kde $[\boldsymbol{\Theta}_i]_{kj}$ označuje kj-ty prvok matice $\boldsymbol{\Theta}_i$ a $(\cdot)_{kk}$ označuje k-tý diagonálny prvok výslednej kovariančnej matice predikčnej chyby, teda (k,k)-tý prvok matice $\boldsymbol{\Theta}_i \boldsymbol{\Theta}_i^\top$. Hodnota $\text{FEVD}_{kj}(h)$ udáva, aký podiel z rozptylu predikčnej chyby k-tej premennej po h obdobiach možno vysvetliť šokom v j-tej zložke ortogonalizovaného šoku $\mathbf{u}_t$. [20]

FEVD umožňuje kvantifikovať relatívnu dôležitosť jednotlivých faktorov v systéme. Napríklad môžeme zistiť, že 70 % variability v predikcii HDP po 10 kvartáloch pochádza z inovácií vo vládnych výdavkoch, zatiaľ čo len 20 % z čistého exportu. Tento nástroj je teda užitočný pri hodnotení štrukturálnych väzieb medzi ekonomickými premennými v systéme.

3.6 Vzťah medzi HDP a vládnymi výdavkami

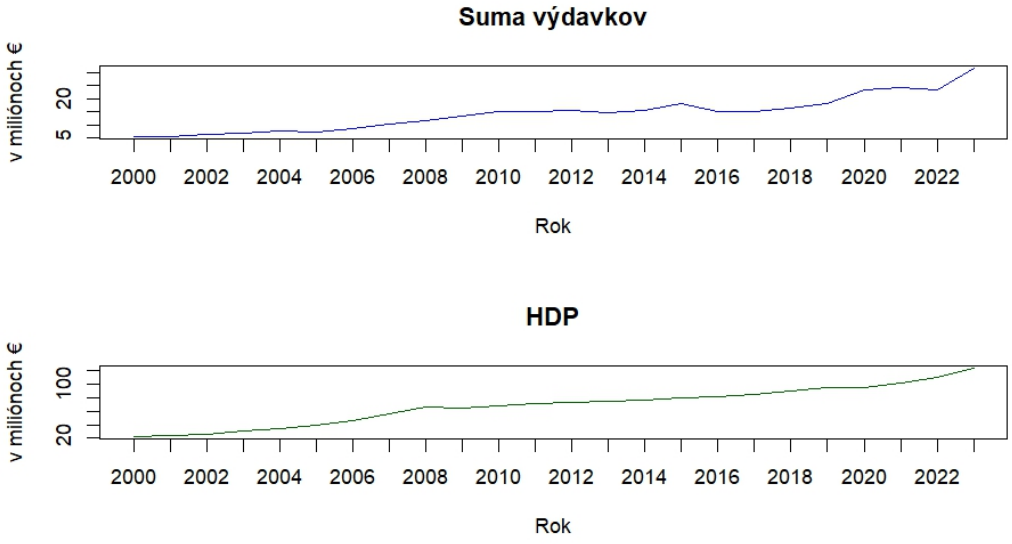
V tejto podkapitole sa zameriavame na identifikáciu a analýzu kauzálnych väzieb medzi HDP a celkovými vládnymi výdavkami v slovenskej ekonomike. Cieľom je zistiť či existuje empirická evidencia, že zmeny vo výdavkoch verejnej správy predchádzajú zmenám HDP alebo naopak a ak áno, aký je rozsah tohto vplyvu.

Na úvod sa pozrieme na samotný vývoj oboch časových radov - HDP a agregovanej sumy vládnych výdavkov v absolútnych číslach. Tieto vizualizácie nám umožnia predbežne posúdiť ich správanie v čase a identifikovať trendy.

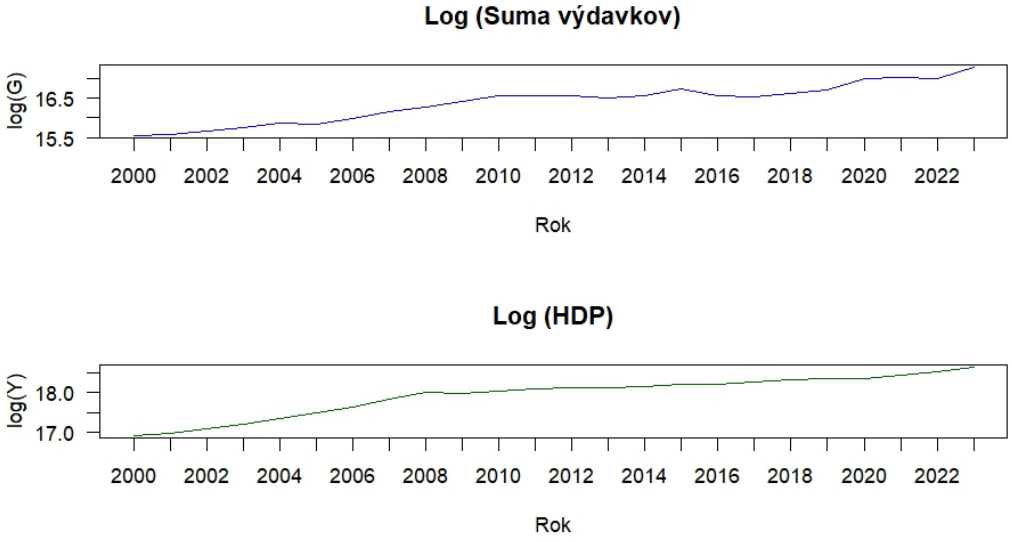
Ako môžeme pozorovať na obrázku (18), oba časové rady vykazujú jasný rastúci trend. Pred samotnou špecifikáciou VAR je potrebné zabezpečiť, aby analyzované časové rady spĺňali základné predpoklady, najmä stacionaritu. Ako prvý krok sme preto vykonali logaritmickú transformáciu premenných `G` (suma vládnych výdavkov) a `Y` (HDP). Logaritmická transformácia má v ekonomickej analýze viacero výhod:

- Stabilizuje varianciu časových radov.
- Umožňuje interpretovať rozdiely ako približné percentuálne zmeny.
- Približuje distribúciu dát k normálnemu rozdeleniu.

[13] [33]



Obr. 18: Vývoj HDP a agregovanej sumy vládnych výdavkov v bežných cenách [9] [26]

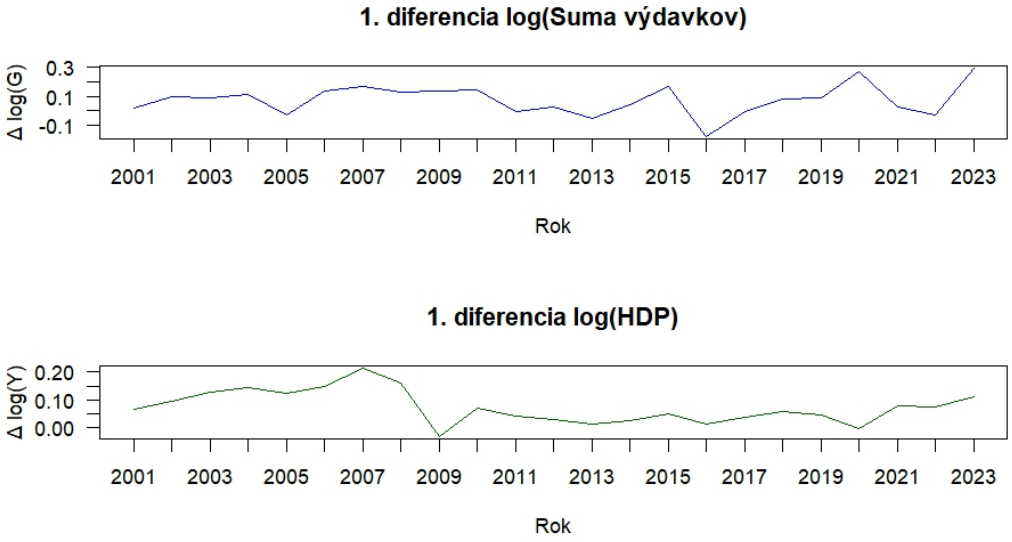


Obr. 19: Log-transformácia HDP a sumy vládnych výdavkov

Ako vidno na obrázku (19), log-transformované rady si zachovali svoj dlhodobý rastúci trend, ale ich priebeh je výrazne vyhladenejší, čo potvrdzuje efekt stabilizácie rozptylu. Na základe teoretického predpokladu, že ide o potenciálne trendovo stacionárne procesy, sme pristúpili k testovaniu jednotkového koreňa pomocou Augmented Dickey-Fuller (ADF) testov so zahrnutým deterministickým trendom. Výsledky testov ukázali, že pre vládne výdavky bola testovacia štatistika rovná -1,7016, čo je vyššie ako kritické hodnoty pre

všetky bežne používané hladiny významnosti (1 %, 5 %, 10 %). Nulová hypotéza o jednotkovom koreňovi nebola zamietnutá, teda časový rad nie je stacionárny. Pre HDP bola testovacia štatistika rovná -3,3357, čo je medzi 10 % a 5 % kritickou hodnotou. Ani v tomto prípade nebol test dostatočne silný na jednoznačné zamietnutie jednotkového koreňa.

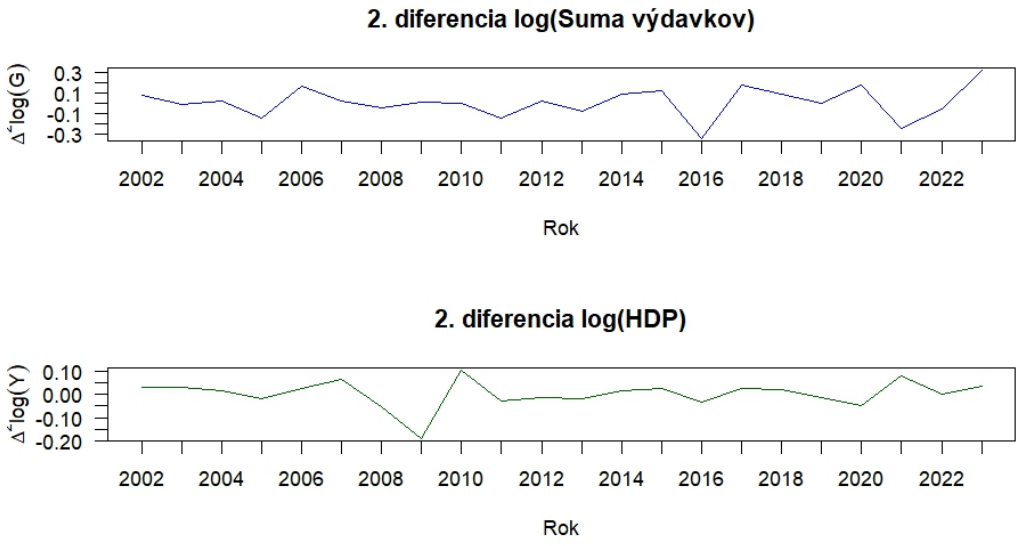
Z dôvodu, že pre dôsledné modelovanie vo VAR rámci potrebujeme jednoznačne stacionárne rady, pristúpili sme k diferencovaniu transformovaných radov.



Obr. 20: Prvá diferencia logaritmov sumy výdavkov a HDP

Na log-diferencovaných radoch sme opäť vykonali ADF test, tentoraz už len s driftom, pretože dáta po diferenciácii už nevykazovali trendovosť. Pre vládne výdavky ADF štatistika vyšla -2,1612, čo je väčšia hodnota ako kritická hodnota na 5 % úrovni (-3,00). Nulová hypotéza o jednotkovom koreňovi nebola zamietnutá a časový rad nie je stacionárny po 1. diferencii. Pri HDP ADF štatistika vyšla -1,4184, čo je väčšie ako kritické hodnoty. Nulová hypotéza nebola zamietnutá, časový rad stále nie je stacionárny. Z tohto dôvodu sme vykonali ešte druhú diferenciu logaritmických hodnôt.

Pred aplikáciou ADF testov sme najprv overili či druhé diferencie logaritmovaných premenných nemajú štatisticky významne odlišný priemer od nuly, čo by mohlo indikovať prítomnosť deterministického driftu. Výsledky t-testov ukázali, že priemer oboch premenných nebol štatisticky významne odlišný od nuly (p-hodnoty $>$ 0,05). Konkrétne, pre $\Delta^2 \log(\mathtt{G})$ aj pre $\Delta^2 \log(\mathtt{Y})$ bola nulová hypotéza o nulovej strednej hodnote zachovaná. Na základe toho sme pri ADF testovaní aj následnom modelovaní zvolili špecifikáciu bez



Obr. 21: Druhá diferencia logaritmov sumy výdavkov a HDP

konštanty (typ "none„).

ADF testy pre druhé diferencie bez trendu a driftu následne preukázali, že pre vládne výdavky bola testová štatistika $-4{,}1882$, čo je nižšie než kritická hodnota na hladine významnosti 1 % ($-2{,}66$). Nulová hypotéza o prítomnosti jednotkového koreňa bola teda jasne zamietnutá. Pre HDP vyšla testová štatistika $-1{,}9604$, čo je tesne pod kritickou hodnotou pre 5 % hladinu ($-1{,}95$); výsledok možno interpretovať ako hraničný prípad stacionarity.

Na základe týchto výsledkov sme sa rozhodli modelovať vzťahy medzi premennými na úrovni druhej diferencie logaritmov. Táto voľba zabezpečuje stacionaritu, ktorá je nevyhnutná pre správne špecifikovaný VAR model. [20]

Po zabezpečení stacionarity oboch transformovaných radov sme pristúpili k tvorbe vstupného dátového rámca a k špecifikácii samotného VAR modelu. Na určenie optimálneho počtu oneskorení sme použili informačné kritérium AIC, ktoré vybralo optimálny lag $p = 5$. Avšak pri lagoch $p = 5$ a $p = 4$ sme zistili, že model nie je stabilný. Niektoré korene charakteristického polynómu ležali na alebo mimo jednotkového kruhu. Preto sme zvolili najbližší možný lag $p = 3$, pri ktorom boli všetky vlastné čísla vo vnútri jednotkového kruhu.

Ljung-Boxov Portmanteau test nevykazuje štatistickú signifikanciu (p = 0,923), teda reziduá modelu nie sú autokorelované. Tento predpoklad je splnený a potvrdzuje vhodnosť

zvoleného oneskorenia.

Multivariátny Jarque-Bera test ukázal, že reziduá modelu nie sú normálne rozdelené (p-hodnota = 0,00734). Tento predpoklad je dôležitý pre asymptotickú presnosť niektorých analytických testov. Napriek tomu, to nie je vážny problém, pretože pri Grangerovej kauzalite aj impulzných odozvách používame bootstrap, ktorý nevyžaduje normalitu, časové rady ekonomických premenných bežne porušujú predpoklad normálnosti. [14]

Model bol odhadnutý bez deterministických zložiek vzhľadom na to, že pracujeme s druhou diferenciou logaritmov, ktorá neobsahuje trend ani drift. Model má nasledovnú formu:

$$\Delta^2 \log(\mathtt{G})_t = \sum_{i=1}^{3} a_{11}^{(i)} \Delta^2 \log(\mathtt{G})_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} a_{12}^{(i)} \Delta^2 \log(\mathtt{Y})_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$
$$\Delta^2 \log(\mathtt{Y})_t = \sum_{i=1}^{3} a_{21}^{(i)} \Delta^2 \log(\mathtt{G})_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} a_{22}^{(i)} \Delta^2 \log(\mathtt{Y})_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

Vo výsledkoch odhadu vidíme, že v rovnici pre $\Delta^2 \log(\mathtt{Y})$ nie je žiadny koeficient štatisticky významný, a to ani pri 10 % hladine významnosti. Všetky lagované hodnoty výdavkov aj HDP majú p-hodnoty vyššie než 0,14 a nízke t-hodnoty. Tieto výsledky naznačujú, že na úrovni druhej diferencie nedokážeme v tomto modeli identifikovať presvedčivý dynamický vzťah, podľa ktorého by zmeny vo výdavkoch či vo vlastnej minulosti HDP významne ovplyvňovali vývoj HDP.

Naopak, v rovnici pre $\Delta^2 \log(\mathtt{G})$ pozorujeme, že, koeficient pri $\Delta^2 \log(\mathtt{G})_{t-1}$ je štatisticky významný na 5 % hladine ($p = 0{,}0266$), koeficient pri $\Delta^2 \log(\mathtt{G})_{t-2}$ je marginálne významný ($p = 0{,}0509$) a ostatné koeficienty vrátane všetkých lagov HDP sú štatisticky nevýznamné.

To poukazuje na určitý autoregresný charakter výdavkov, ich druhá diferencia závisí najmä od vlastnej minulosti. Prítomnosť takýchto efektov možno interpretovať ako dôkaz, že výdavkové rozhodnutia vlády podliehajú určitej zotrvačnosti, ktorá sa neodvíja priamo od vývoja HDP v predchádzajúcich obdobiach.

Naopak, vývoj druhej diferencie $\log(\mathtt{Y})$ sa v tomto modeli javí ako veľmi slabo vysvetlený, čo môže súvisieť aj s tým, že ide o vysoko filtrované časové rady (druhá diferencia logaritmu), ktoré majú nízku autokoreláciu a silno redukovaný signál. Odhad zahŕňa relatívne veľa parametrov, 6 regresorov v každej rovnici, pri veľmi malom počte pozorovaní

(len 22 po druhom diferencovaní).

Po odhade VAR modelu sme pristúpili k testovaniu smerovania kauzality medzi premennými. Na testovanie týchto hypotéz sme použili Waldove testy doplnené o bootstrap simuláciu.

Výsledky testov Grangerovej kauzality možno zhrnúť nasledovne. V smere z vládnych výdavkov k HDP sme nezamietli nulovú hypotézu ($p = 0{,}27$), teda nemáme dôkaz, že výdavky Granger-spôsobujú HDP. V opačnom smere bola p-hodnota taktiež vyššia ako 0,05 ($p = 0{,}30$), čo takisto neumožňuje zamietnuť nulovú hypotézu.

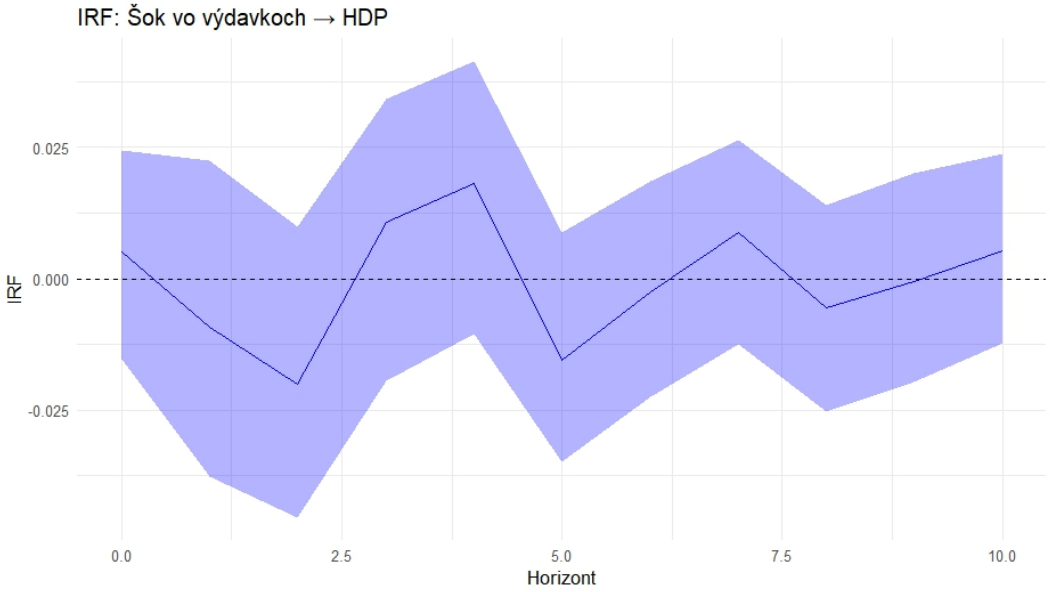
Tieto výsledky znamenajú, že v analyzovanom modeli na úrovni druhej diferencie logaritmov nie je možné identifikovať žiadny jednoznačný smer predikčnej kauzality medzi vládnymi výdavkami a HDP. Tento záver korešponduje s už predtým pozorovanou nízkou štatistickou významnosťou jednotlivých koeficientov v rovniciach modelu. Absencia Grangerovej kauzality však neznamená absenciu ekonomického vzťahu, ale skôr to, že na zvolenej časovej škále a v rámci tohto modelu neexistuje presvedčivá predikčná súvislosť.

Okrem predikčnej kauzality sme testovali aj okamžitú kauzalitu. Test nulovej hypotézy o absencii okamžitej kauzality v oboch smeroch ukázal vysokú p-hodnotu ($p = 0{,}7131$), čo svedčí o tom, že šoky v jednom procese nie sú štatisticky spojené so šokmi v druhom procese v rovnakom čase.

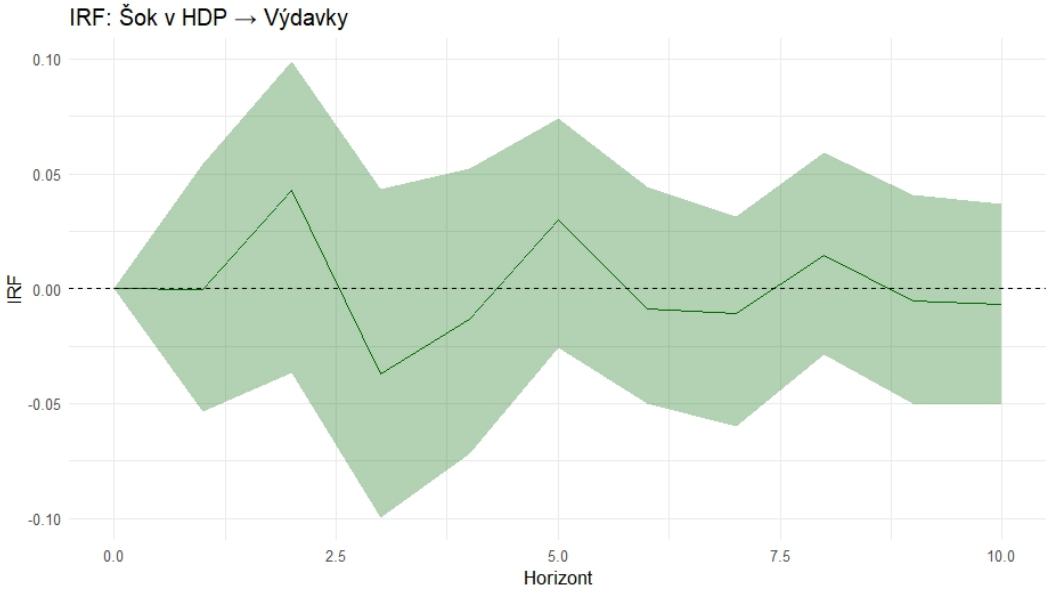
Na lepšie pochopenie dynamického vzťahu medzi premennými sme následne analyzovali impulzné odozvy. Výpočty boli založené na ortogonalizovaných šokoch pomocou Choleského rozkladu a doplnené bootstrap intervalmi spoľahlivosti.

Na obrázkoch nižšie sú zobrazené impulzné odozvy v oboch smeroch. Najprv reakcia HDP na šok vo vládnych výdavkoch a následne reakcia výdavkov na šok v HDP. Impulzné odozvy boli vypočítané na horizont 10 období.

Ako vidíme na obrázku, reakcia HDP na jednotkový pozitívny šok v logaritme sumy výdavkov je pomerne nevýrazná a kolíše okolo nulovej osi. Počiatočný pozitívny efekt (približne 0,005) v čase t je v nasledujúcich obdobiach striedaný mierne negatívnymi a neskôr opäť mierne pozitívnymi odpoveďami. Žiadna z týchto odoziev však nie je štatisticky významná, pretože 95 % bootstrap interval vždy zahŕňa nulu. To naznačuje, že šok vo výdavkoch nemá presvedčivý a konzistentný dynamický dopad na vývoj HDP v horizonte desiatich období.



Obr. 22: Impulzná odozva HDP na jednotkový šok vo výdavkoch



Obr. 23: Impulzná odozva vládnych výdavkov na jednotkový šok v HDP

Obdobná situácia platí aj v opačnom smere. Impulzná odozva výdavkov na jednotkový šok v logaritme HDP je síce mierne výraznejšia v niektorých obdobiach (napr. druhé a piate obdobie), ale v žiadnom bode nie je odozva štatisticky významná – intervaly spoľahlivosti opäť vždy obsahujú nulu. To opäť potvrdzuje predchádzajúci záver, že na zvolenej úrovni transformácie a pri tejto vzorke dát nie je možné identifikovať jasné dynamické väzby medzi týmito premennými.

Na doplnenie analýzy sme vykonali aj rozklad predikčnej chyby. V našom prípade nás zaujímalo, akú časť z odchýlky v predikcii $\Delta^2 \log(\mathtt{Y})$ možno vysvetliť šokmi v $\Delta^2 \log(\mathtt{G})$ a naopak.

Tabuľka 1: Rozklad predikčnej chyby pre $\Delta^2 \log(\mathtt{Y})$

Horizont	$\Delta^2 \log(\mathtt{G})$	$\Delta^2 \log(\mathtt{Y})$
1	0,0072	0,9928
2	0,0259	0,9741
3	0,1074	0,8926
4	0,1279	0,8721
5	0,1829	0,8171
6	0,2185	0,7815
7	0,2178	0,7822
8	0,2266	0,7734
9	0,2307	0,7693
10	0,2298	0,7702

Výsledky FEVD ukazujú, že podiel variácie predikčnej chyby HDP, ktorý je možné pripísať šokom vo výdavkoch, je spočiatku veľmi nízky (pod 1 %), ale postupne narastá. Po troch obdobiach tvorí približne 10 % a na konci desaťročného horizontu dosahuje približne 23 %. Napriek tomuto nárastu zostáva väčšina variability predikčnej chyby HDP spôsobená jeho vlastnými šokmi. To naznačuje, že zmeny vo výdavkoch majú určitý, ale obmedzený význam pri vysvetľovaní vývoja HDP.

Naopak, rozklad predikčnej chyby výdavkov ukazuje, že dominantná časť variability je vysvetlená vlastnými šokmi. Po desiatich obdobiach predstavuje vplyv HDP len približne 12–12,5 %. Znamená to, že vývoj výdavkov je vo veľkej miere determinovaný vlastnou dynamikou a inštitucionálnymi faktormi, ktoré nie sú bezprostredne ovplyvnené vývojom HDP v danom horizonte.

Tabuľka 2: Rozklad predikčnej chyby pre $\Delta^2 \log(\mathtt{G})$

Horizont	$\Delta^2 \log(\mathtt{G})$	$\Delta^2 \log(\mathtt{Y})$
1	1,0000	0,0000
2	0,9999	$5{,}45 \times 10^{-6}$
3	0,9371	0,0629
4	0,9044	0,0956
5	0,9019	0,0981
6	0,8796	0,1204
7	0,8815	0,1185
8	0,8802	0,1198
9	0,8756	0,1244
10	0,8767	0,1233

Na základe všetkých vyššie uvedených výsledkov možno konštatovať nasledovné:

- Nebola potvrdená štatisticky významná predikčná kauzalita medzi výdavkami a HDP v žiadnom smere Grangerovej kauzality.
- Nebola zistená ani okamžitá kauzalita medzi týmito premennými.
- Impulzné odozvy v oboch smeroch sú slabé a štatisticky nevýznamné – ich intervaly spoľahlivosti zahŕňajú nulu počas celého horizontu.
- Rozklad predikčnej chyby naznačuje, že určitý malý podiel variability HDP možno vysvetliť výdavkami, ale vplyv nie je dominantný. Naopak, výdavky sú prevažne vysvetlené vlastnými šokmi.

Domnievame sa, že tieto závery môžu byť do veľkej miery ovplyvnené použitím druhej diferencie logaritmov, ktorá výrazne filtruje pôvodné časové rady. Tento typ transformácie síce zabezpečuje stacionaritu, ale zároveň znižuje autokoreláciu a vyhladzuje cyklické komponenty, čo môže viesť k oslabeniu identifikovateľnosti ekonomických vzťahov. [14] [20] [30]

3.7 Vzťah medzi HDP a vybranými typmi vládnych výdavkov

V tejto časti práce rozširujeme predchádzajúcu analýzu o podrobnejší pohľad na vplyv vybraných typov výdavkov verejnej správy na vývoj HDP. Namiesto celkovej sumy výdavkov skúmame užšiu podmnožinu výdavkov, ktorých vplyv by mohol byť z ekonomického hľadiska výraznejší a štrukturálne ucelenejší. Cieľom je zistiť či sa pri tejto konkrétnej skupine výdavkov objaví silnejší alebo odlišný kauzálny vzťah s HDP.

Podmnožina bola zostavená na základe kombinácie štatistických a ekonomických úvah. Zamerali sme sa na tie výdavky, ktoré by mohli priamo súvisieť s tvorbou fixného kapitálu, podporou spotreby domácností, výrobou alebo infraštruktúrou. Týmto postupom sme vybrali nasledujúce položky:

- nákup strojov, prístrojov, zariadení a techniky,
- nákup budov, objektov a ich častí,
- nákup dopravných prostriedkov,
- nákup pozemkov a nehmotných aktív,
- rutinná a štandardná údržba,
- ostatné kapitálové výdavky (dokumentácia, rekonštrukcia, modernizácia strojov a pod.),
- materiál,
- energie, voda a komunikácie,
- dopravné,
- mzdy, platy, služobné príjmy a ostatné osobné vyrovnania,
- poistné do zdravotných poisťovní,
- služby,
- kapitálové transfery jednotlivcom a neziskovým právnickým osobám,
- transfery jednotlivcom a neziskovým právnickým osobám,

- transfery nefinančným subjektom,
- transfery finančným inštitúciám,
- transfery do tuzemských finančných inštitúcií.

Z uvedeného výberu je zrejmé, že ide o zmes bežných a kapitálových výdavkov, ktoré by podľa ekonomickej teórie mali mať priamy alebo sprostredkovaný vplyv na agregátny dopyt, zamestnanosť a produkčný potenciál. Výsledná suma týchto položiek bude použitá ako nový výdavkový rad a podrobí sa rovnakej analytickej procedúre ako v predchádzajúcej podkapitole, t. j. logaritmická transformácia, testovanie stacionarity, diferenciácia, výber oneskorenia, špecifikácia VAR modelu, testy Grangerovej a okamžitej kauzality, impulzné odozvy a dekompozícia predikčnej chyby.

Po výbere podmnožiny výdavkov sme pristúpili k štandardizovanému predspracovaniu dát analogicky k predchádzajúcemu postupu. Výdavky z jednotlivých položiek sme sčítali do jednej agregovanej premennej `G*` a spolu s premennou `Y` (HDP) vizualizovali v čase. Oba rady vykazovali silný rastúci trend.

Následne sme pristúpili k testovaniu stacionarity oboch radov. ADF testy so zahrnutým deterministickým trendom nepreukázali stacionaritu ani pre `G*`, ani pre `Y`. Nulová hypotéza o prítomnosti jednotkového koreňa nebola zamietnutá, čo nás viedlo k potrebe transformácie.

Po logaritmickej transformácii oboch radov a následnom opätovnom testovaní, bol vývoj mierne priaznivejší, avšak stacionarita nebola potvrdená ani v logaritmickej forme. V dôsledku toho sme pristúpili k diferenciácii – najprv prvej, neskôr aj druhej – až kým sme nezískali stacionárne rady vhodné na ekonometrické modelovanie vo VAR rámci.

Po transformácii a zabezpečení stacionarity sme opäť pristúpili k špecifikácii VAR modelu, tentoraz na základe druhej diferencie logaritmov HDP a zvolenej podmnožiny výdavkov. Na výber optimálneho oneskorenia sme využili informačné kritérium AIC, ktoré odporučilo model s piatimi oneskoreniami ($p = 5$). Tento model sme následne odhadli bez deterministických zložiek, keďže analyzujeme diferencované logaritmované dáta, ktoré už neobsahujú trend ani drift.

Model má nasledovnú štruktúru:

$$\Delta^2 \log(\texttt{G*})_t = \sum_{i=1}^{5} a_{11}^{(i)} \Delta^2 \log(\texttt{G*})_{t-i} + \sum_{i=1}^{5} a_{12}^{(i)} \Delta^2 \log(\texttt{Y})_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$
$$\Delta^2 \log(\texttt{Y})_t = \sum_{i=1}^{5} a_{21}^{(i)} \Delta^2 \log(\texttt{G*})_{t-i} + \sum_{i=1}^{5} a_{22}^{(i)} \Delta^2 \log(\texttt{Y})_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

Vo výsledkoch modelu pozorujeme, že v rovnici pre $\Delta^2 \log(\texttt{G*})$ je štatisticky významný koeficient pri $\Delta^2 \log(\texttt{G*})_{t-1}$ (p = 0,0318), čo opäť naznačuje silnú zotrvačnosť výdavkov – teda ich tendencia pokračovať v predchádzajúcich trendoch aj po odfiltrovaní dlhodobých trendov a sezónnosti. Okrem toho sa marginálne blízko hranice signifikancie javí aj koeficient pri $\Delta^2 \log(\texttt{Y})_{t-2}$ (p = 0,0619), čo môže indikovať slabý oneskorený efekt HDP na výdavky.

V rovnici pre $\Delta^2 \log(\texttt{Y})$ je jediným štatisticky významným parametrom koeficient pri $\Delta^2 \log(\texttt{G*})_{t-5}$ (p = 0,0261). Tento výsledok možno interpretovať ako oneskorený účinok výdavkov na HDP, pričom efekt sa prejavuje až s päťročným oneskorením. Zvyšné koeficienty v tejto rovnici nevykazujú štatistickú významnosť ani na 10 % hladine.

Diagnostické testy modelu dopadli priaznivo. Ljung-Boxov Portmanteau test na autokoreláciu reziduí nepriniesol dôkaz o prítomnosti autokorelácie (p = 0,335), čo potvrdzuje vhodnú špecifikáciu modelu z hľadiska oneskorení. Jarque-Bera test preukázal, že multivariátne reziduá sú normálne rozdelené (p = 0,8089). Stabilita modelu bola overená výpočtom koreňov charakteristického polynómu. Všetky vlastné čísla ležia striktne vnútri jednotkového kruhu.

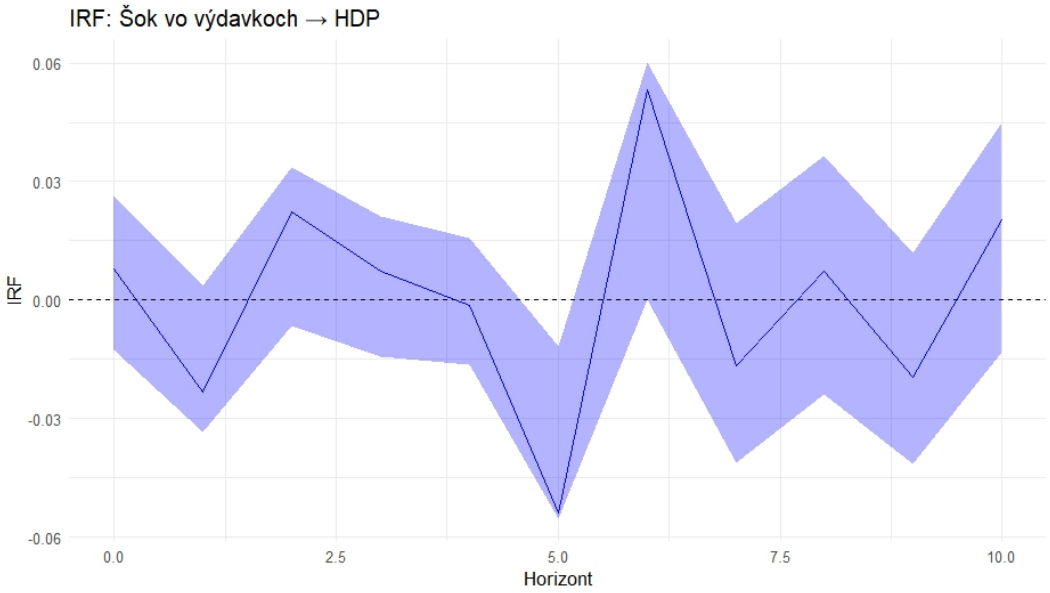
Na základe odhadnutého VAR modelu sme pristúpili k analýze kauzality a dynamických vzťahov medzi druhými diferenciami logaritmov HDP a druhými diferenciami logaritmov podmnožiny vládnych výdavkov.

Najprv sme otestovali Grangerovu kauzalitu oboma smermi. Smer výdavky → HDP: Test ukázal štatisticky významné zamietnutie nulovej hypotézy o neexistencii kauzality (p = 0,01153). To znamená, že predchádzajúce zmeny v agregovanej podmnožine výdavkov obsahujú informáciu, ktorá pomáha zlepšiť predikciu HDP. Ide o dôkaz v prospech hypotézy, že výdavková politika môže predchádzať zmenám v hospodárskom výkone.

Smer HDP → výdavky: V tomto smere nulová hypotéza nebola zamietnutá (p = 0,296), teda neexistuje štatisticky významný dôkaz, že predchádzajúce zmeny v HDP predchádzajú zmenám v agregovanej podmnožine týchto výdavkov.

Okamžitá kauzalita nebola potvrdená ani v tomto prípade (p = 0,448), čo naznačuje, že šoky v jednej premennej nemajú okamžitý efekt na druhú.

Impulzné funkcie odhadnuté pomocou bootstrap metódy vyšli nasledovne. Šok vo výdavkoch → HDP: Reakcia HDP na jednotkový šok vo výdavkoch je veľmi kolísavá. Zreteľný negatívny efekt sa objavuje v období $t + 5$, kde sa interval spoľahlivosti výrazne oddeľuje od nuly (IRF = -0,0539). Zvyšné reakcie sú s výnimkou obdobia $t + 6$, kde sa objavuje pozitívny efekt (IRF = 0,053) prevažne slabé a zahŕňajú nulu.



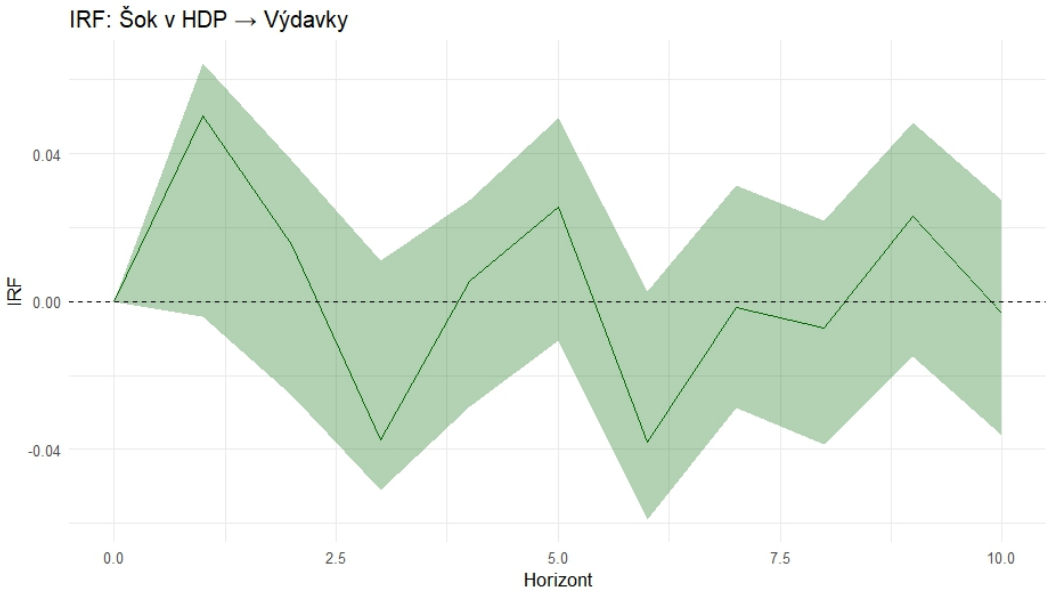
Obr. 24: Impulzná odozva HDP na jednotkový šok v podmnožine vládnych výdavkov

Šok v HDP → výdavky: Reakcie výdavkov sú výrazne slabšie. Iba v období $t + 1$ pozorujeme väčší pozitívny impulz (IRF = 0,05), no aj tento interval zahŕňa nulu. Ostatné odozvy oscilujú okolo nuly a žiadna z nich nie je štatisticky významná.

Rozklad predikčnej chyby poskytuje doplnkový pohľad na to, aký podiel variability v jednej premennej je možné vysvetliť pomocou šokov v druhej.

Z tabuľky vidno, že už po 3. období vysvetľujú výdavky viac než 38 % variability v HDP a tento podiel ďalej rastie, až kým nedosiahne viac než 75 %. Znamená to, že v dlhšom horizonte majú výdavkové šoky podstatný vplyv na vývoj HDP, aj keď sa efekt prejavuje s časovým oneskorením.

Naopak, vývoj výdavkov ostáva do značnej miery autonómny – výdavky sú v prevažnej miere vysvetľované vlastnými šokmi. Vplyv HDP sa síce postupne mierne zvyšuje, ale aj v horizonte 10 období vysvetľuje len asi 13 % variability.



Obr. 25: Impulzná odozva podmnožiny vládnych výdavkov na jednotkový šok v HDP

Tabuľka 3: Rozklad predikčnej chyby pre $\Delta^2 \log(\mathtt{Y})$

Horizont	$\Delta^2 \log(\mathtt{G*})$	$\Delta^2 \log(\mathtt{Y})$
1	0,035	0,965
2	0,257	0,743
3	0,387	0,613
4	0,391	0,609
5	0,391	0,609
6	0,692	0,308
7	0,745	0,255
8	0,752	0,248
9	0,741	0,259
10	0,751	0,249

V tejto podkapitole sme analyzovali kauzálny vzťah medzi druhou diferenciou logaritmu HDP a druhou diferenciou logaritmu podmnožiny vládnych výdavkov, ktorá zahŕňa iba tie kategórie, ktoré sme považovali, že sú najpravdepodobnejšie schopné ovplyvňovať ekonomický výkon. Ide teda o špecifickú a ekonomicky relevantnú podmnožinu výdavkov.

- Grangerov test potvrdil, že $\Delta^2 \log(\mathtt{G*})$ Grangerovo spôsobuje $\Delta^2 \log(\mathtt{Y})$ – teda zrých-

Tabuľka 4: Rozklad predikčnej chyby pre $\Delta^2 \log(\texttt{G*})$

Horizont	$\Delta^2 \log(\texttt{G*})$	$\Delta^2 \log(\texttt{Y})$
1	1,000	0,000
2	0,931	0,069
3	0,926	0,074
4	0,893	0,107
5	0,895	0,105
6	0,887	0,113
7	0,858	0,142
8	0,858	0,142
9	0,866	0,134
10	0,869	0,131

lenia či spomalenia dynamiky tejto podmnožiny výdavkov sa prenášajú do vývoja zrýchlenia HDP. Nulová hypotéza o neexistencii kauzality bola zamietnutá s p-hodnotou 0,01153. Naopak, opačný smer HDP → výdavky nebol potvrdený (p = 0,296), čo naznačuje, že zmeny v dynamike HDP nemajú spätný efekt na vývoj týchto výdavkov. To znamená, že práve táto vybraná podmnožina výdavkov a nie celkový výdavkový balík má kauzálny vplyv na zmeny v dynamike HDP.

- Okamžitá kauzalita nebola zistená ani v tomto prípade.
- Impulzné odozvy ukázali, že šok vo výdavkoch vyvoláva mierne, no štatisticky významné výchylky v $\Delta^2 \log(\texttt{Y})$ v piatom období. Tento efekt je však pomerne nestály a v ostatných obdobiach intervaly spoľahlivosti zahŕňajú nulu. V opačnom smere boli nevýznamné, čím sa opäť potvrdila asymetrickosť vzťahu: vývoj HDP nepredchádza systematicky zmenám v tejto podmnožine výdavkov.
- Rozklad predikčnej chyby pre $\Delta^2 \log(\texttt{Y})$ ukázal, že vysvetliteľnosť pomocou výdavkových šokov tejto podmnožiny neustále rastie a po šiestom období prekračuje 70 %. To znamená, že veľká časť variability v akcelerácii HDP je vysvetlená výhradne touto podmnožinou výdavkov, čo naznačuje ich vysoký prognostický potenciál. Pre výdavky samotné sa však ukázalo, že sú aj naďalej vo vysokej miere vysvetlené

vlastnou dynamikou, podiel HDP na ich variabilite je nízky.

Výsledky naznačujú, že správne zvolená a ekonomicky cielená podmnožina výdavkov má merateľný, kauzálny a štatisticky významný vplyv na akceleráciu HDP. Inými slovami, zrýchlenie či spomalenie rastu týchto výdavkov má potenciál ovplyvniť tempo zmeny ekonomického výkonu, čo by malo byť zohľadnené pri nastavovaní verejných politík, najmä v období hospodárskej nestability alebo recesie. Tieto závery zároveň naznačujú, že nie všetky výdavky sú rovnako účinné. Skutočný vplyv na HDP má len určitá časť výdavkov, ktorej identifikácia a podpora môže zvýšiť efektivitu fiškálnej politiky.

3.8 Vzťah medzi HDP a čistým exportom

V tejto podkapitole sa zameriavame na analýzu vzťahu medzi HDP a čistým exportom. Ide o rovnaký metodologický rámec ako v predchádzajúcich častiach, no tentokrát skúmame potenciálnu predikčnú a dynamickú súvislosť medzi HDP a čistým exportom, teda rozdielom medzi exportom a importom tovarov a služieb.

Po zaradení čistej miery exportu sme pristúpili k štandardizovanému predspracovaniu dát analogicky k predchádzajúcemu postupu. V tomto prípade sme namiesto výdavkov vytvorili novú premennú `NX` (čistý export) a spolu s HDP sme tieto údaje transformovali pomocou funkcie `asinh()`. Oba transformované rady `asinh(NX)` a `asinh(Y)` sme následne vizualizovali v čase. Ich vývoj vykazuje jasný dlhodobý trend, čo si vyžaduje overenie stacionarity pred použitím v dynamickom modelovaní. Na tento účel sme vykonali ADF testy so zahrnutým deterministickým trendom. Výsledky testov nepreukázali stacionaritu ani v jednom prípade. V dôsledku toho sme pristúpili k diferenciácii – najprv prvej, neskôr aj druhej. Výsledky po druhej diferenciácii boli priaznivé, v oboch prípadoch bola testová štatistika menšia ako 5 % kritická hodnota, čo umožňuje považovať tieto rady za stacionárne.

Po transformácii a zabezpečení stacionarity sme pristúpili k špecifikácii VAR modelu, v ktorom analyzujeme vzťah medzi druhou diferenciou `asinh` transformovaného HDP a druhou diferenciou `asinh` transformovaného čistého exportu. Rovnako ako v predchádzajúcich modeloch, sme zvolili prístup bez deterministických zložiek, keďže pracujeme s vysoko filtrovanými časovými radmi, ktoré už neobsahujú trend ani drift.

Optimálne oneskorenie modelu sme určili pomocou informačného kritéria AIC, ktoré odporučilo model s troma oneskoreniami ($p = 3$). Na základe tohto výberu bol následne odhadnutý VAR(3) model:

$$\Delta^2\text{asinh}(\texttt{NX})_t = \sum_{i=1}^{3} a_{11}^{(i)} \Delta^2\text{asinh}(\texttt{NX})_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} a_{12}^{(i)} \Delta^2\text{asinh}(\texttt{Y})_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$
$$\Delta^2\text{asinh}(\texttt{Y})_t = \sum_{i=1}^{3} a_{21}^{(i)} \Delta^2\text{asinh}(\texttt{NX})_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} a_{22}^{(i)} \Delta^2\text{asinh}(\texttt{Y})_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

Odhadnuté koeficienty v rovnici pre Δ^2asinh(NX) ukazujú výraznú štatistickú významnosť vlastnej minulosti exportu. Koeficienty pri $t-1$, $t-2$ a $t-3$ sú všetky štatisticky významné (p-hodnoty: 0,00166, 0,01066, 0,03116). To poukazuje na vysokú autoregresnú zotrvačnosť čistej miery exportu teda že jej dynamika je silne determinovaná vlastným vývojom. Žiadny z koeficientov pri lagovaných hodnotách HDP však nie je štatisticky významný, čo naznačuje, že zrýchlenie či spomalenie rastu HDP nemá v tomto modeli merateľný efekt na vývoj čistej miery exportu.

Naopak, v rovnici pre Δ^2asinh(Y) nevystupuje žiadny štatisticky významný koeficient ani zo strany exportu, ani zo strany vlastnej minulosti. Najnižšia p-hodnota (0,114) sa objavuje pri koeficiente exportu s jedným oneskorením, čo možno interpretovať ako slabý náznak vplyvu, ale nie dostatočný na potvrdenie ekonomicky významného efektu.

Diagnostické testy modelu dopadli veľmi priaznivo. Ljung-Boxov Portmanteau test (p = 0,938) preukázal absenciu autokorelácie reziduí. Multivariátny Jarque-Bera test taktiež potvrdil normalitu reziduí (p = 0,9985). Koreňový test stability potvrdil, že všetky charakteristické korene ležia vnútri jednotkového kruhu, teda model spĺňa podmienku stability.

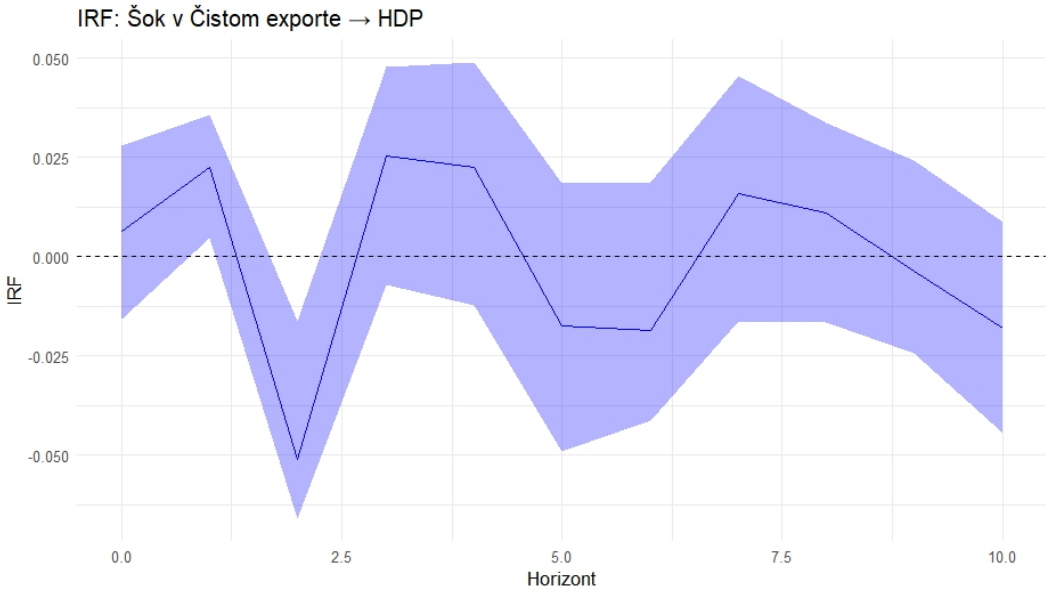
Na základe odhadnutého VAR modelu sme pristúpili k analýze kauzality a dynamických väzieb medzi Δ^2asinh(Y) a Δ^2asinh(NX). Táto časť sa opiera o identické analytické postupy ako v predchádzajúcich podkapitolách. Cieľom je zistiť, či predchádzajúce zmeny v čistom exporte pomáhajú vysvetliť zrýchlenie či spomalenie dynamiky HDP a naopak.

Grangerov test v smere čistý export → HDP ukázal štatisticky významné zamietnutie nulovej hypotézy (p = 0,0032). To znamená, že minulé hodnoty Δ^2asinh(NX) zlepšujú predikciu Δ^2asinh(Y), čo predstavuje silný dôkaz predikčnej kauzality v tomto smere. Naopak, v opačnom smere HDP → čistý export sa nulová hypotéza nezamieta (p =

0,364), teda nemáme dôkaz, že predchádzajúce zmeny HDP Grangerovo spôsobujú zmeny v čistom exporte.

Okamžitá kauzalita nebola preukázaná v žiadnom smere – p-hodnota pre test simultánneho vplyvu oboch procesov bola 0,526, čo znamená, že šoky v jednom rade nemajú bezprostredný dopad na druhý rad.

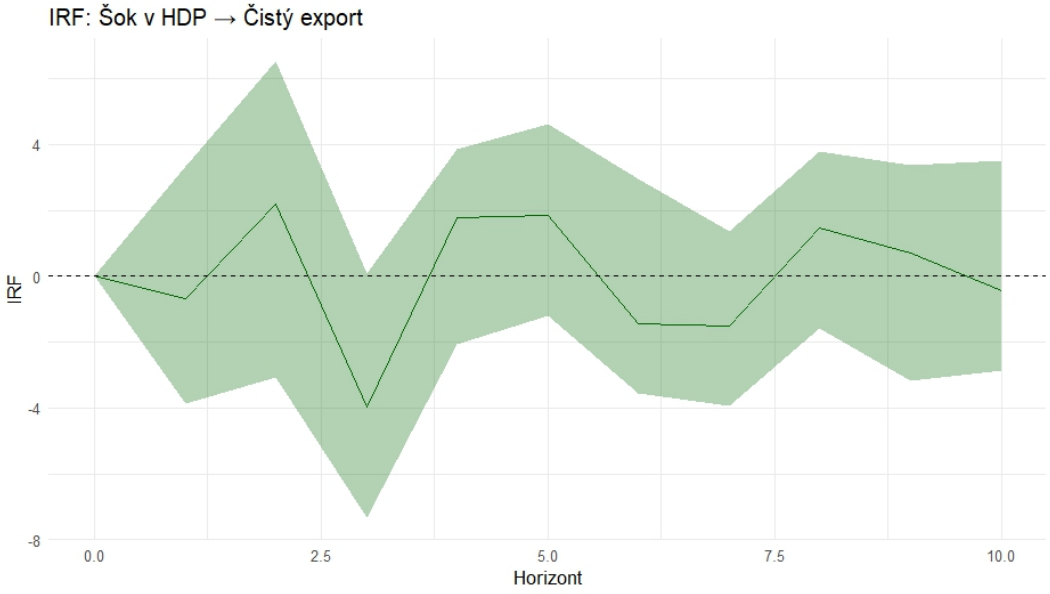
Impulzné funkcie ukazujú, že reakcia HDP na jednotkový šok v čistom exporte ukazuje zreteľný pozitívny efekt v prvom období (IRF = 0,022), pričom interval spoľahlivosti nezahŕňa nulu. V druhom období sa objavuje štatisticky významný negatívny efekt (IRF = -0,051), následne reakcia opäť osciluje okolo nuly s postupným stlmením. Tento priebeh poukazuje na krátkodobý šokový efekt čistého exportu na akceleráciu HDP, ktorý sa však rýchlo vytráca.



Obr. 26: Impulzná odozva HDP na jednotkový šok v čistom exporte

V opačnom smere šok v HDP → čistý export sú impulzné odozvy oveľa volatilnejšie a menej presvedčivé. V druhom období sa síce objavuje výrazný pozitívny impulz (IRF = 2,19), ale s veľmi širokým intervalom spoľahlivosti, ktorý zahŕňa aj záporné hodnoty. Väčšina reakcií osciluje okolo nuly bez štatistickej významnosti. To potvrdzuje predchádzajúci záver, že dynamický vplyv HDP na čistý export nie je významný.

Rozklad predikčnej chyby pre $\Delta^2\text{asinh}(\texttt{Y})$ ukazuje, že na začiatku je vysvetliteľnosť pomocou exportu minimálna (2 %), ale prudko rastie a po treťom období už čistý export vysvetľuje viac než 61 % variability. Tento podiel zostáva stabilne vysoký počas celého



Obr. 27: Impulzná odozva čistého exportu na jednotkový šok v HDP

horizontu a v 10. období predstavuje približne 66 %. To znamená, že v strednodobom a dlhšom horizonte je $\Delta^2\text{asinh}(\texttt{Y})$ z veľkej časti ovplyvňovaná práve dynamikou $\Delta^2\text{asinh}(\texttt{NX})$.

Tabuľka 5: Rozklad predikčnej chyby pre Δ^2asinh(HDP)

Horizont	**Δ^2asinh(Čistý export)**	**Δ^2asinh(HDP)**
1	0,022	0,978
2	0,232	0,768
3	0,612	0,388
4	0,635	0,365
5	0,656	0,344
6	0,665	0,335
7	0,677	0,323
8	0,673	0,327
9	0,678	0,322
10	0,663	0,337

Naopak, rozklad variability $\Delta^2\text{asinh}(\texttt{NX})$ ukazuje, že dominantnú časť vysvetľuje vlastná dynamika. Vplyv HDP sa postupne mierne zvyšuje, no aj po 10 obdobiach dosahuje len približne 13–14 % celkovej variácie. To znamená, že zmeny v akcelerácii čistého exportu

sú do veľkej miery nezávislé od vývoja HDP.

Tabuľka 6: Rozklad predikčnej chyby pre Δ^2asinh(Čistý export)

Horizont	**Δ^2asinh(Čistý export)**	**Δ^2asinh(HDP)**
1	1,000	0,000
2	0,997	0,003
3	0,971	0,029
4	0,897	0,103
5	0,886	0,114
6	0,878	0,122
7	0,871	0,129
8	0,864	0,136
9	0,863	0,137
10	0,865	0,135

Výsledky tejto analýzy ukazujú nasledovné:

- Grangerova kauzalita bola potvrdená len v smere čistý export → HDP ($p = 0{,}0032$), čo naznačuje, že dynamika čistého exportu predchádza zmenám v dynamike HDP. V opačnom smere sme kauzalitu nepozorovali.
- Okamžitá kauzalita sa nepotvrdila ani v tomto prípade.
- Impulzné funkcie ukazujú krátkodobý šokový efekt exportu na HDP, pričom prvé obdobie vykazuje štatisticky významnú pozitívnu a druhé obdobie štatisticky významnú negatívnu odozvu. Zvyšné efekty sú nevýznamné. Naopak, reakcie čistého exportu na šoky v HDP sú vizuálne volatilné a štatisticky nevýznamné.
- Rozklad predikčnej chyby jednoznačne ukazuje, že väčšinu variácie v zrýchlení HDP možno v horizonte niekoľkých období vysvetliť práve zmenami v čistom exporte, pričom podiel týchto vplyvov stabilne rastie až k 66 %. Export je pritom do veľkej miery autonómny – jeho vývoj je vysvetlený vlastnými faktormi a nie je spätne ovplyvňovaný vývojom HDP.

Tieto výsledky naznačujú, že dynamika čistého exportu zohráva významnú úlohu pri formovaní vývoja HDP, najmä v strednodobom horizonte. Naopak, vývoj HDP nemá spätný kauzálny ani impulzný vplyv na čistý export. Vzhľadom na použitie druhej diferencie asinh-transformácie ide o interpretáciu zrýchlenia rastu (alebo poklesu) oboch premenných, nie o úroveň či mieru ich absolútnych zmien. Aj napriek tejto filtrácii zostáva export dôležitým predikčným indikátorom dynamiky ekonomického výkonu.

3.9 Vzťah medzi HDP, vybranými vládnymi výdavkami a čistým exportom

V tejto časti rozširujeme predchádzajúcu analýzu na trojrozmerný model, ktorého cieľom je skúmať komplexné vzťahy medzi HDP, našou vybranou podmnožinou vládnych výdavkov a čistým exportom. Zámerom je zistiť, ako tieto tri veličiny navzájom ovplyvňujú svoju dynamiku, a to nielen v párových súvislostiach, ale aj v rámci širšieho systému.

Po zadefinovaní podmnožiny výdavkov sme pristúpili k štandardnému predspracovaniu dát. Najprv sme vypočítali agregovanú podmnožinu výdavkov ako súčet vybraných kategórií, ktoré boli určené už predtým. Spolu s HDP a čistým exportom sme tak získali tri základné rady na analýzu. Vizualizácia týchto časových radov ukázala výrazný dlhodobý trend a vysokú volatilitu najmä pri čistom exporte.

V nasledujúcom kroku sme testovali stacionaritu jednotlivých radov pomocou ADF testov, pričom sme v súlade s predchádzajúcimi podkapitolami zahrnuli deterministický trend. Výsledky ADF testov pre všetky tri premenné (`G*`, `Y` a `NX`) preukázali neprítomnosť stacionarity, nulová hypotéza o prítomnosti jednotkového koreňa nemohla byť zamietnutá. Hodnoty testov boli výrazne vyššie ako kritické hodnoty aj pri 10 % hladine významnosti.

Z dôvodu, že čistý export nadobúda aj záporné hodnoty, nemohli sme aplikovať bežnú logaritmickú transformáciu. Namiesto toho sme všetky tri premenné transformovali pomocou hyperbolického arkussínusu. Transformované rady sme opäť vizualizovali, pričom všetky si zachovali podobnú trendovosť ako pôvodné dáta, avšak s redukovanou mierou extrémnych výkyvov.

Opätovné ADF testy na asinh-transformované rady s deterministickým trendom opäť nepotvrdili stacionaritu pre žiadnu z troch premenných. V dôsledku toho sme pristúpili k diferenciácii dát.

Najprv sme spočítali prvé diferencie všetkých troch asinh-transformovaných radov, ktoré sme následne opäť otestovali ADF testom, no tentoraz už len s driftom. Ani v tomto prípade sa však stacionarita jednoznačne nepotvrdila.

Preto sme prešli na druhú diferenciáciu všetkých troch transformovaných premenných. Vizualizácia týchto druhých diferencovaných radov ukázala výrazne zníženú variabilitu a odstránený trend. ADF testy po druhej diferenciácii už bez driftu ani trendu priniesli výrazne lepšie výsledky. Všetky tri rady boli potvrdené ako stacionárne.

Tieto výsledky nám umožnili pristúpiť k odhadu trojrozmerného VAR modelu, ktorého štruktúra vychádza z druhých diferencií asinh-transformovaných premenných, a ktorý je matematicky konzistentný so štandardnými predpokladmi stacionarity. V ďalšej časti sa venujeme výberu optimálnej štruktúry VAR modelu a následnej interpretácii výsledkov.

Po transformácii a zabezpečení stacionarity všetkých troch premenných sme pristúpili k špecifikácii trojrozmerného VAR modelu. Výber optimálneho oneskorenia bol realizovaný na základe AIC kritéria. Najnižšiu hodnotu AIC dosiahol model s piatimi oneskoreniami. Pri pokuse o jeho odhad sa však objavila chyba signalizujúca numerickú singularitu kovariančnej matice reziduí, čo znemožňuje spoľahlivý výpočet. Ďalšie modely s oneskoreniami $p = 4$ a $p = 3$ neboli stabilné. Niektoré vlastné čísla presahovali jednotkový kruh. Z uvedených dôvodov sme napokon zvolili oneskorenie $p = 2$, pri ktorom bol model nielen numericky stabilný, ale aj štatisticky spoľahlivo odhadnuteľný.

Model má nasledovnú štruktúru:

$$\Delta^2\text{asinh}(\texttt{G*})_t = \sum_{i=1}^{2} a_{11}^{(i)} \Delta^2\text{asinh}(\texttt{G*})_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} a_{12}^{(i)} \Delta^2\text{asinh}(\texttt{Y})_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} a_{13}^{(i)} \Delta^2\text{asinh}(\texttt{NX})_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta^2\text{asinh}(\texttt{Y})_t = \sum_{i=1}^{2} a_{21}^{(i)} \Delta^2\text{asinh}(\texttt{G*})_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} a_{22}^{(i)} \Delta^2\text{asinh}(\texttt{Y})_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} a_{23}^{(i)} \Delta^2\text{asinh}(\texttt{NX})_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

$$\Delta^2\text{asinh}(\texttt{NX})_t = \sum_{i=1}^{2} a_{31}^{(i)} \Delta^2\text{asinh}(\texttt{G*})_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} a_{32}^{(i)} \Delta^2\text{asinh}(\texttt{Y})_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} a_{33}^{(i)} \Delta^2\text{asinh}(\texttt{NX})_{t-i} + \varepsilon_{3t}$$

Vo výsledkoch modelu pozorujeme:

V prvej rovnici pre $\Delta^2\text{asinh}(\texttt{G*})$ je štatisticky významný koeficient pri $\Delta^2\text{asinh}(\texttt{G*})t - 1$ (p = 0,0081), čo opäť potvrdzuje zotrvačnosť výdavkov. Významný je aj koeficient pri $\Delta^2\text{asinh}(\texttt{Y})t - 2$ (p = 0,0280), čo naznačuje, že akcelerácia HDP s oneskorením dvoch období pozitívne vplýva na akceleráciu výdavkov.

V druhej rovnici pre $\Delta^2\text{asinh}(\texttt{Y})$ sa žiadny z parametrov neukázal ako štatisticky významný na konvenčných hladinách. Najbližšie k signifikancii je efekt čistého exportu z predchádzajúceho obdobia (p = 0,182).

V tretej rovnici pre $\Delta^2\text{asinh}(\texttt{NX})$ je štatisticky významný len parameter pri $\Delta^2\text{asinh}(\texttt{NX})_{t-1}$ (p = 0,0089), čo signalizuje vlastnú zotrvačnosť exportu. Ostatné premenné nemajú signifikantný vplyv.

Diagnostické testy podporujú vhodnosť tohoto modelu. Ljung-Boxov Portmanteau test neodhalil autokoreláciu reziduí (p = 0,964), čo potvrdzuje, že výber oneskorení je postačujúci. Jarque-Bera testy ukázali, že multivariátne reziduá sú normálne rozdelené (p = 0,9941). Stabilita modelu bola potvrdená – všetky korene charakteristického polynómu ležia striktne vnútri jednotkového kruhu.

V nadväznosti na odhad trojpremenného VAR modelu sme pristúpili k analýze kauzality, impulzných odoziev a rozkladu predikčnej chyby medzi druhými diferenciami asinh-transformácií HDP, čisteho exportu a agregovanej podmnožiny výdavkov.

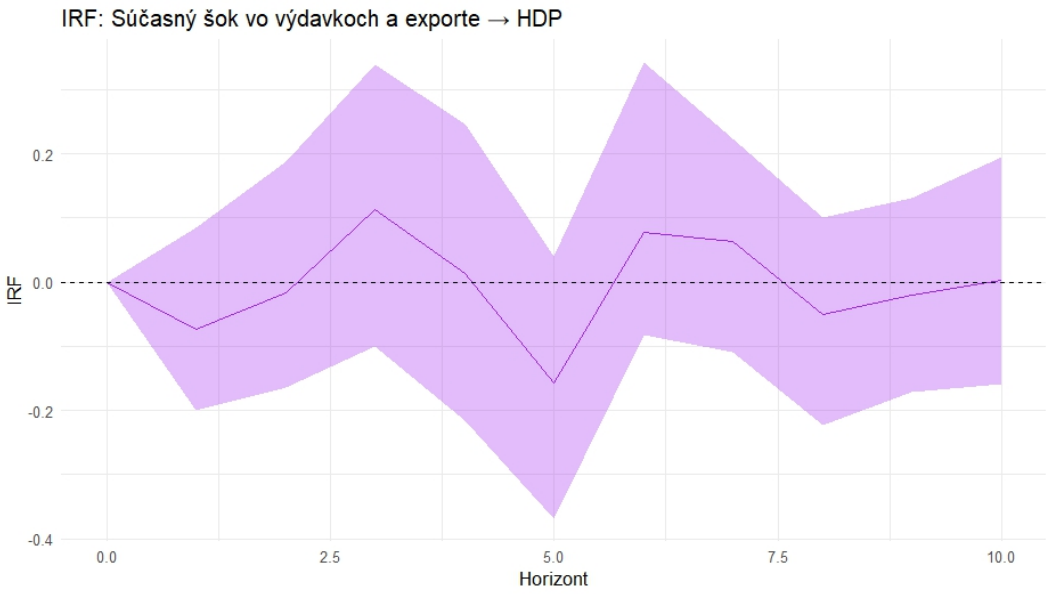
Najprv sme otestovali Grangerovu kauzalitu zo smeru výdavky + export → HDP. Nulová hypotéza o tom, že kombinované oneskorené hodnoty čisteho exportu a výdavkov neovplyvňujú HDP, bola zamietnutá na vysokej hladine štatistickej významnosti (p = 0,00896). Znamená to, že tieto dve zložky spoločným vplyvom prispievajú k predikčnej schopnosti modelu vo vzťahu k dynamike HDP. Tento výsledok podporuje hypotézu, že externé (exportné) aj domáce (výdavkové) impulzy môžu predchádzať zmenám v ekonomickom výkone.

Naopak, opačný smer – HDP → výdavky + export – nevykázal štatistickú významnosť (p = 0,07249). Hoci ide o hodnotu blízku 5 % hladine, nulová hypotéza o neexistencii Grangerovej kauzality nebola zamietnutá, čo naznačuje, že zmeny v HDP nevedú systematicky k následným zmenám v agregovanej výdavkovej politike ani čistom exporte.

Okamžitá kauzalita nebola potvrdená (p = 0,5701), čo znamená, že súčasné šoky v jednej premennej nemajú okamžitý efekt na druhú premennú v rámci daného časového obdobia.

Impulzné odozvy odhadnuté pomocou bootstrap metódy boli analyzované osobitne pre každý impulz. Šok vo výdavkoch → HDP vyvolal mierne pozitívne odozvy najmä v prvých obdobiach, no väčšina intervalov spoľahlivosti zahŕňa nulu. Šok v čistom exporte →

HDP mal o niečo silnejší dopad v neskorších obdobiach. Následne sme tieto dve odpovede sčítali, čím vznikla syntetická impulzná funkcia kombinovaný šok výdavky + export → HDP. Výsledky ukázali, že kombinovaný impulz generuje v niektorých obdobiach mierne pozitívny vplyv na HDP, hoci opäť s pomerne širokými intervalmi spolahlivosti.



Obr. 28: Impulzná odozva HDP na kombinovaný šok vo výdavkoch a čistom exporte

Rozklad predikčnej chyby ukázal, že pre HDP už po 3. období je viac než 45 % variability vysvetlených pomocou výdavkov a exportu. Tento podiel neskôr stabilizuje v rozmedzí 57–61 % , čo poukazuje na výrazný a pretrvávajúci vplyv oboch zložiek na vývoj akcelerácie HDP.

V prípade výdavkov bol vývoj zaujímavý najmä z hľadiska vysokej autonómnosti. Dominantná časť variability ostáva vysvetlená vlastnými šokmi (60–87 %), zatiaľ čo HDP a export ostávajú skôr okrajové.

Podobný vývoj bol pozorovaný aj pri exporte, kde však HDP a výdavky postupne vysvetľujú čoraz väčší podiel variability – až približne 36 % v horizonte 10 období.

Výsledky ukazujú, že:

- Grangerova kauzalita bola potvrdená v smere výdavky + čistý export → HDP ($p = 0{,}00896$), zatiaľ čo opačný smer nebol štatisticky významný. Znamená to, že tieto dve zložky prispievajú k predikcii HDP, no nie naopak.

- Okamžitá kauzalita sa nepotvrdila ani v tomto modeli, čo naznačuje, že šoky nemajú

Tabuľka 7: Rozklad predikčnej chyby pre Δ^2asinh(Y)

Horizont	Výdavky	HDP	Čistý export
1	0,045	0,955	0,000
2	0,043	0,824	0,133
3	0,108	0,438	0,454
4	0,152	0,398	0,450
5	0,154	0,407	0,439
6	0,200	0,394	0,406
7	0,198	0,405	0,397
8	0,199	0,411	0,390
9	0,195	0,419	0,386
10	0,194	0,420	0,385

Tabuľka 8: Rozklad predikčnej chyby pre Δ^2asinh(G*)

Horizont	Výdavky	HDP	Čistý export
1	1,000	0,000	0,000
2	0,877	0,093	0,030
3	0,813	0,116	0,071
4	0,693	0,249	0,058
5	0,688	0,250	0,063
6	0,631	0,248	0,120
7	0,620	0,241	0,139
8	0,608	0,245	0,147
9	0,605	0,236	0,159
10	0,599	0,244	0,157

okamžitý efekt medzi premennými.

- Impulzné funkcie poukazujú na obmedzené a prevažne nevýznamné efekty jednotlivých šokov. Intervaly spoľahlivosti vo väčšine prípadov zahŕňajú nulu, čo znižuje výpovednú hodnotu týchto výsledkov.

Tabuľka 9: Rozklad predikčnej chyby pre Δ^2asinh(NX)

Horizont	**Výdavky**	**HDP**	**Čistý export**
1	0,115	0,013	0,871
2	0,183	0,048	0,769
3	0,173	0,093	0,734
4	0,213	0,091	0,696
5	0,235	0,114	0,651
6	0,236	0,114	0,650
7	0,232	0,128	0,640
8	0,232	0,129	0,639
9	0,232	0,129	0,639
10	0,234	0,128	0,638

- Rozklad predikčnej chyby ukazuje, že vplyv výdavkov a exportu na vývoj HDP narastá v čase, pričom spolu dokážu vysvetliť viac než 60 % variability jeho akcelerácie v horizonte desiatich rokov. Oproti tomu vplyv HDP na výdavky a export ostáva obmedzený, čím sa potvrdzuje ich autonómnejšia dynamika.

Na záver možno konštatovať, že kombinovaný výdavkovo-exportný impulz má významný vplyv na dynamiku HDP, pričom vplyv sa prejavuje s určitým oneskorením. Opačný smer – vplyv HDP na výdavky a export je slabší.

3.10 Zhrnutie

Výsledky analýzy ukazujú, že ekonomický výkon Slovenska meraný akceleráciou HDP, teda zrýchlením alebo spomalením jeho rastu nie je ovplyvňovaný rovnomerne všetkými zložkami verejných výdavkov. Kým celková suma výdavkov nevykazuje žiadny jednoznačný vplyv, správne vybraná podmnožina výdavkov orientovaná na investície, mzdy a transfery má zreteľný predikčný a dynamický účinok. Podobne silný efekt bol identifikovaný pri čistom exporte, ktorého vývoj predchádza zmenám v dynamike HDP a je vplyvným faktorom. Kombinovaný model ukazuje, že práve interakcia medzi týmito dvoma zložkami – exportom a výdavkami, presne vystihuje akceleračné zmeny HDP.

Z metodologického hľadiska je však potrebné upozorniť na isté obmedzenia. Pre zabezpečenie stacionarity sme museli pracovať s druhými diferenciami logaritmov (resp. asinh transformácií), čo síce spĺňa štatistické predpoklady modelovania, no zároveň značne filtruje pôvodný ekonomický signál. Namiesto samotného rastu HDP tak analyzujeme jeho zrýchlenie, teda ako sa mení rýchlosť jeho zmeny – nie či rastie, ale či rastie rýchlejšie alebo pomalšie než predtým. Okrem toho bola analýza limitovaná dostupnosťou dát. Časový rad s 22 pozorovaniami po transformácii je veľmi krátky na robustnú ekonometrickú inferenciu. Pre vyššiu spoľahlivosť a generalizovateľnosť výsledkov by bolo žiaduce pracovať s dlhšími časovými sériami.

Napriek týmto metodickým obmedzeniam však analýza prináša dôležité zistenie. Dynamika HDP nie je náhodná, ale predvídateľná cez konkrétne štruktúry výdavkov a zahraničný dopyt. Správne zvolená verejná výdavková politika, doplnená podporou exportnej výkonnosti, tak môže predstavovať nástroj aktívneho ovplyvňovania tempa ekonomického vývoja.

4 Predikčné modelovanie HDP

V tejto kapitole sa zameriavame na predikčné modelovanie HDP Slovenskej republiky. Cieľom je porovnať rôzne modely z hľadiska ich schopnosti generovať krátkodobé prognózy na horizonte troch rokov a zhodnotiť prínos vládnych výdavkov a čistého exportu ako predikčných faktorov.

Použité boli dve základné modelovacie stratégie:

- ARIMA model, ktorý predikuje vývoj HDP výlučne na základe vlastnej minulosti.
- VAR modely, ktoré simultánne modelujú dynamiku viacerých premenných.

Pri modelovaní boli všetky premenné transformované (logaritmus alebo asinh) a následne dvakrát diferencované, aby sa zabezpečila stacionarita. Táto transformácia umožňuje modelovať takzvanú akceleráciu rastu, t. j. druhú deriváciu logaritmu HDP, čo zodpovedá dynamike zmeny tempa ekonomického rastu. Takýto prístup síce filtruje dlhodobé trendy a znižuje volatilitu, no zároveň môže oslabiť identifikáciu niektorých dôležitých ekonomických vzťahov. [15]

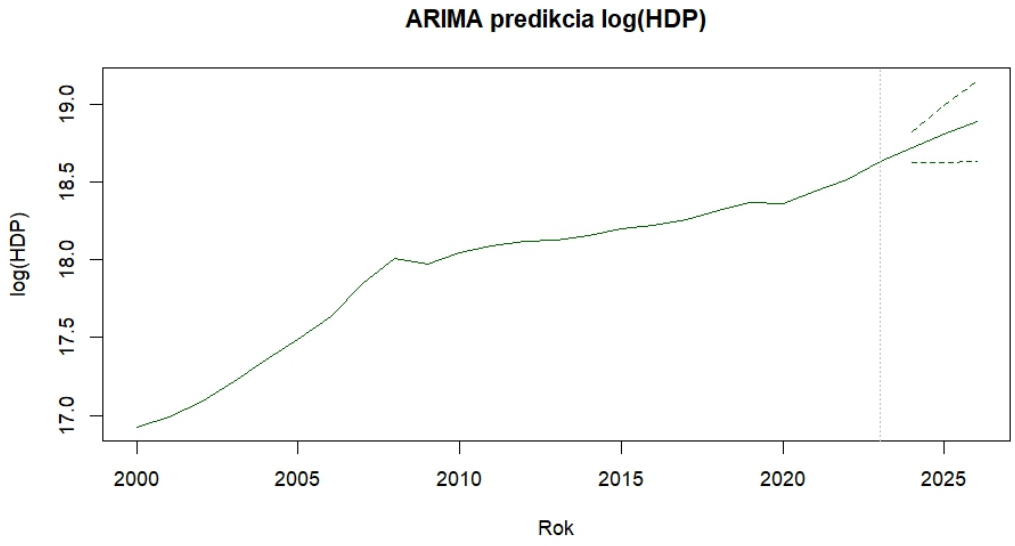
Výsledné predikcie boli spätne rekonštruované na úroveň logaritmovaného (alebo asinh) HDP pomocou rekurzívneho vzorca. Výpočty boli doplnené o intervaly spoľahlivosti na 95 % hladine.

Každý model bol zároveň porovnaný podľa informačných kritérií AIC a BIC, ktoré zohľadňujú kvalitu zladenia modelu s dátami, ako aj penalizáciu za počet parametrov. Výsledky týchto porovnaní sú uvedené v závere kapitoly.

4.1 ARIMA model

Ako východiskový model sme zvolili ARIMA model, ktorý predikuje logaritmus HDP výlučne na základe vlastnej minulosti, bez zaradenia externých premenných. Predikcia bola vykonaná na trojročný horizont (2024–2026) a následne graficky vizualizovaná vrátane 95 % intervalov spoľahlivosti. Výsledky sú uvedené v tabuľke (10). [15]

Predikčný profil tohto modelu je charakterizovaný stabilným a plynulým rastom, čo odráža pokračovanie dlhodobého trendu v logaritme HDP. Intervaly spoľahlivosti sú primerane široké a symetrické, čo naznačuje konzistentnosť modelu.



Obr. 29: ARIMA predikcia log(HDP), 2024–2026

Tabuľka 10: ARIMA predikcia log(HDP)

Rok	**Predikcia**	**Dolná hranica (95 % IS)**	**Horná hranica (95 % IS)**	**Zmena**
2024	18,7205	18,6201	18,8209	9,80 %
2025	18,8052	18,6225	18,9879	8,84 %
2026	18,8854	18,6290	19,1418	8,35 %

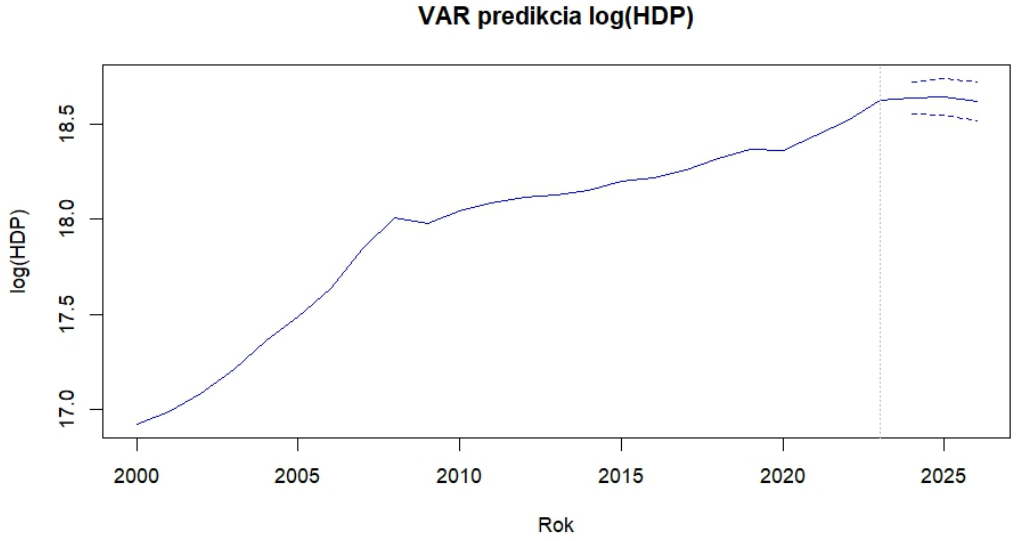
Medziročné zmeny odvodené z rozdielov logaritmických predikcií ukazujú, že slovenské HDP by podľa tohto modelu mohlo v roku 2024 vzrásť o približne 9,80 %, v roku 2025 o 8,84 % a v roku 2026 o 8,35 %. Hoci ide o čisto endogénnu predikciu, ktorá nezohľadňuje možné vonkajšie šoky ani vývoj exogénnych premenných, predpokladá sa pokračovanie pozitívneho vývoja s mierne klesajúcou dynamikou rastu.

Z hľadiska informačných kritérií dosiahol ARIMA model hodnotu AIC = -67,32 a BIC = -63,91. Keďže nejde o model s exogénnymi vstupmi, jeho predikčná sila je obmedzená výlučne na internú štruktúru HDP, bez zohľadnenia vplyvu vonkajších ekonomických faktorov. Tento model slúži ako referenčný základ pre porovnanie s rozšírenými VAR modelmi v nasledujúcich podkapitolách.

4.2 VAR modely

Okrem ARIMA prístupu sme vytvorili aj niekoľko predikcií pomocou VAR modelov. V rámci týchto modelov boli spoločne modelované transformované časové rady HDP, vládnych výdavkov a čistého exportu. V jednotlivých variantoch boli do modelu zahrnuté buď len výdavky, len export, alebo obe premenné súčasne. Všetky vstupné rady boli transformované pomocou logaritmu alebo asinh() a následne druhýkrát diferencované s cieľom zabezpečiť stacionaritu. Predikcie HDP boli následne spätne rekonštruované z diferencovaných hodnôt rekurzívnym spôsobom.

Predikčné modelovanie v tejto kapitole vychádza z rovnakých VAR modelov, ktoré boli odhadnuté a overené v predchádzajúcich častiach práce. Nešlo teda o novo vytvorené modely, ale o aplikáciu už existujúcich, ktoré preukázali vhodné štatistické vlastnosti a stabilitu. Tieto modely boli následne využité na zostavenie trojročných prognóz HDP, čím sa zabezpečila metodologická konzistentnosť celej analýzy.



Obr. 30: VAR predikcia log(HDP) na základe výdavkov

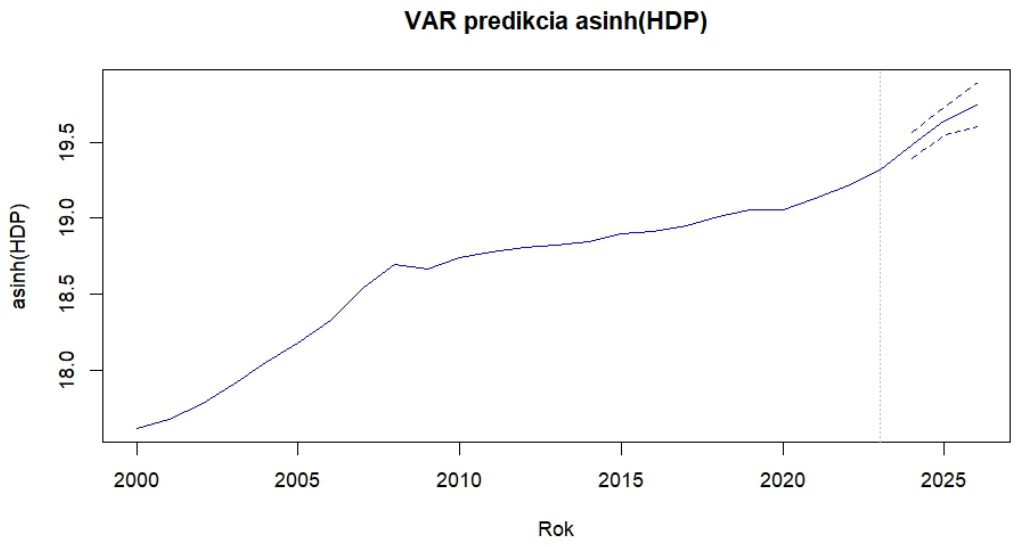
Medziročné tempo rastu HDP sa podľa modelu pohybuje v prvých dvoch rokoch len mierne nad 0,7 %, pričom v treťom roku dochádza k poklesu o približne 2,3 %. Model teda očakáva utlmený rastový vývoj s potenciálnym spomalením na konci predikčného horizontu.

Predikcia HDP pomocou výdavkov vykazuje pomerne stabilný vývoj bez prudkých

Tabuľka 11: VAR predikcia asinh(HDP) s výdavkami

Rok	Predikcia	Dolná hranica (95 % IS)	Horná hranica (95 % IS)	Zmena HDP
2024	18,6347	18,5515	18,7178	0,7689 %
2025	18,6423	18,5476	18,7371	0,7629 %
2026	18,6188	18,5145	18,7231	-2,3226 %

výkyvov. Intervaly spoľahlivosti sú úzke, čo signalizuje konzistentnosť odhadu. Hodnoty sa však takmer nemenia, čo môže byť spôsobené filtráciou signálu cez druhú diferenciáciu. Z hľadiska informačných kritérií však model patrí medzi najlepšie. AIC vyšlo -72,04 a BIC -50,22.



Obr. 31: VAR predikcia asinh(HDP) na základe čistého exportu

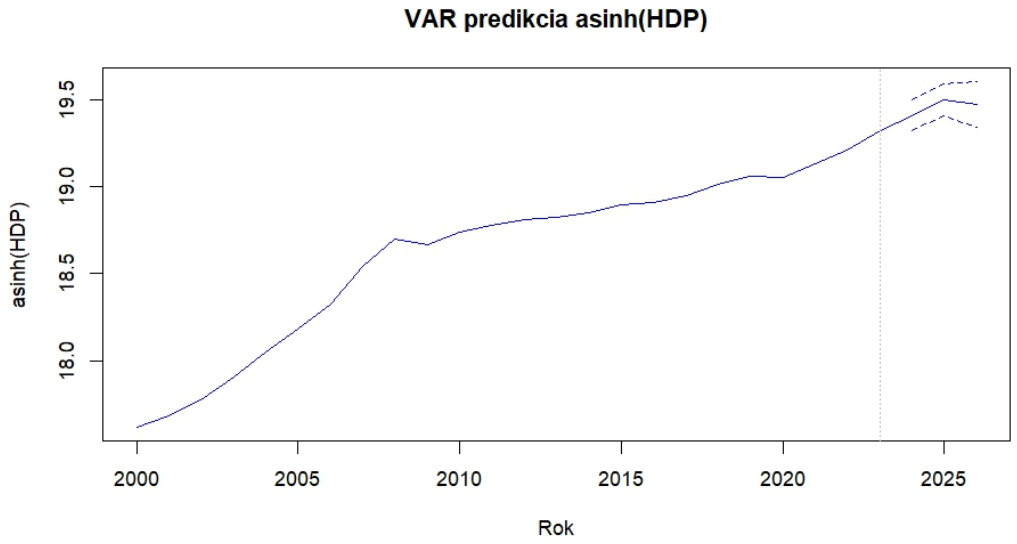
Tabuľka 12: VAR predikcia asinh(HDP) s čistým exportom

Rok	Predikcia	Dolná hranica (95 % IS)	Horná hranica (95 % IS)	Zmena HDP
2024	19,4795	19,3965	19,5626	17,2756 %
2025	19,6389	19,5442	19,7335	17,2753 %
2026	19,7451	19,6041	19,8860	11,2004 %

Tento model vykazuje mierne stúpajúci trend a predikcie pôsobia konzervatívne, ale progresívne. Hodnoty sú vyššie než v prípade VAR s výdavkami. Informačné kritériá však

naznačujú horšiu fit kvalitu než pri výdavkovom VAR modely. AIC vyšlo 78,18 a BIC 91,27.

Z pohľadu medziročných zmien model predpokladá výrazné zrýchlenie ekonomickej aktivity už v prvom roku predikcie, kde je očakávaný rast HDP na úrovni 17,28 %. Rovnaké tempo je udržané aj v druhom roku, zatiaľ čo v treťom roku dochádza k miernemu spomaleniu rastu na 11,20 %.



Obr. 32: VAR predikcia asinh(HDP) s výdavkami a čistým exportom

Tabuľka 13: VAR predikcia asinh(HDP) s výdavkami a exportom

Rok	Predikcia	Dolná hranica (95 % IS)	Horná hranica (95 % IS)	Zmena HDP
2024	19,4089	19,3224	19,4953	9,2758 %
2025	19,4976	19,4044	19,5907	9,2755 %
2026	19,4720	19,3423	19,6017	-2,5247 %

Model prináša výsledky podobné ako samostatný exportný model, no rozdiel je v nižšej amplitúde a menej výraznom trende. Kombinácia oboch premenných zjavne tlmí volatilitu. V porovnaní s ostatnými VAR modelmi má najvyššiu penalizáciu podľa informačných kritérií. AIC vyšlo 89,70 a BIC 109,33.

Z pohľadu medziročných zmien predikcia signalizuje výrazný rast HDP v prvých dvoch rokoch, približne o 9,28 % ročne. V treťom roku však model predpovedá mierny pokles

HDP o 2,52 %.

4.3 Zhrnutie

V tejto kapitole sme porovnali viacero modelov s cieľom predikovať vývoj HDP Slovenskej republiky na trojročnom horizonte. Zvolili sme dva základné prístupy – ARIMA model, ktorý vychádza iba z minulých hodnôt HDP, a VAR modely, ktoré zohľadňujú aj vývoj vládnych výdavkov a čistého exportu.

Z hľadiska informačných kritérií dosiahol najlepšie výsledky VAR model s výdavkami, ktorý mal najnižšiu hodnotu AIC −72,04. Tento model síce predikoval len mierny medziročný rast HDP, približne 0,77 % v rokoch 2024 a 2025, no jeho stabilita a nízka penalizácia z neho robia štatisticky najpresnejší model.

Naopak, najhoršie dopadol VAR model s kombináciou výdavkov a exportu, ktorý mal najvyššie hodnoty AIC 89,70 aj BIC 109,33. Hoci predikoval dynamickejší vývoj a rast HDP o viac než 9 % v prvých dvoch rokoch, v treťom roku predpokladal pokles.

ARIMA model bez exogénnych vstupov poskytol rovnomernú predikciu, s medziročnými nárastami odhadnutými na 9,80 %, 8,84 % a 8,35 %. Z hľadiska informačných kritérií dosiahol veľmi dobré výsledky – jeho BIC −63,91 bol najnižší spomedzi všetkých porovnávaných modelov, a AIC −67,32 len mierne zaostával za najlepším modelom s výdavkami.

Treba však dodať, že analýza bola realizovaná na relatívne malom počte dátových bodov (len 24 rokov), čo obmedzuje schopnosť modelov plne zachytiť dlhodobé štruktúry a cykly v ekonomike. V prípade väčšieho časového rozsahu by predikcie mohli byť presnejšie, stabilnejšie a spoľahlivejšie, najmä pri viacpremenných modeloch ako je VAR.

Zaujímavým aspektom je aj porovnanie so skutočným vývojom – podľa najnovších údajov slovenské HDP medziročne vzrástlo v roku 2024 približne o 2 %. [31]

Z modelov bol tomuto výsledku najbližšie práve VAR model s výdavkami, ktorý odhadol rast na úrovni 0,77 %. Hoci bol odhad mierne podhodnotený, ostatné modely, predovšetkým tie, ktoré vychádzali z exportu, predikovali rast výrazne nadhodnotený.

Na záver možno konštatovať, že zahrnutie ďalších premenných do viacrozmerného modelovania HDP môže výrazne ovplyvniť výsledky predikcie. V tomto výskume sa však ukázalo, že najpresnejší a najstabilnejší odhad poskytol jednoduchší VAR model s jednou premennou okrem HDP. Pre ďalší výskum by bolo prínosné rozšíriť vzorku údajov a

testovať širšie spektrum predikčných prístupov.

Záver

Diplomová práca bola zameraná na analýzu vzťahov medzi HDP a vládnymi výdavkami a medzi HDP a exportom na Slovensku v období rokov 2000 až 2023. Cieľom bolo nielen zistiť, či existujú korelácie medzi týmito premennými, ale najmä identifikovať ich kauzálne väzby a vytvoriť prognostické modely pre budúci vývoj HDP.

V prvej fáze sme realizovali korelačnú analýzu, v rámci ktorej sme potvrdili, že medzi celkovými vládnymi výdavkami a HDP existuje veľmi silná pozitívna korelácia. Pearsonov korelačný koeficient dosiahol hodnotu 0,9576. Okrem agregovanej sumy vykazovala väčšina jednotlivých kategórií aj podkategórií vládnych výdavkov stredne silné až veľmi silné pozitívne korelácie s HDP, čo poukazuje na to, že vplyv verejných výdavkov je v slovenskej ekonomike široko rozšírený.

Korelácia medzi čistým exportom a HDP bola naopak nižšia – na úrovni približne 0,3009, čo však možno pripísať predovšetkým negatívnemu vplyvu pandémie COVID-19 a s ňou spojeného kolapsu zahraničného obchodu. Po očistení o roky 2020-2023, ktoré výrazne skresľovali vývoj exportu, korelačný koeficient medzi čistým exportom a HDP vzrástol na hodnotu 0,7135, čo už predstavuje silnejší vzťah.

Zároveň sme testovali aj posunuté korelácie, aby sme zistili, či sa zmeny vo vládnych výdavkoch alebo exporte prejavujú v HDP s určitým časovým oneskorením alebo predchádzajúcim signálom. V prípade vládnych výdavkov korelácie zostali veľmi vysoké aj pri jednom a dvojročnom oneskorení výdavkov voči HDP. Rovnako aj pri opačnom posune, keď HDP predchádzalo výdavkom, boli korelácie stále veľmi silné, no mierne nižšie. Tieto výsledky poukazujú na to, že medzi verejnými výdavkami a HDP existuje nielen silný a časovo stabilný vzťah, ale zároveň sa tu črtá komplexnejšia obojstranná väzba, pri ktorej sa vzájomné pôsobenie môže rozvíjať v oboch smeroch v priebehu viacerých rokov.

V prípade exportu sa najvyššia korelácia objavila pri dvojročnom časovom oneskorení exportu voči HDP, čo pravdepodobne súvisí aj s tým, že týmto posunom sa eliminoval rok 2022 – obdobie s mimoriadne nepriaznivou bilanciou zahraničného obchodu. Podobne aj opačný posun, keď HDP predchádza vývoj exportu, nevykazoval zásadne odlišné výsledky oproti korelácii bez časového posunu. Keď sme však z analýzy posunutých korelácií vylúčili krízové roky 2020 až 2023, všetky hodnoty – či už pri posune exportu voči HDP alebo opačne, prekročili hranicu 0,7. To naznačuje, že medzi HDP a exportom existoval silný

pozitívny vzťah, ktorý však bol počas obdobia pandémie a následnej energetickej krízy výrazne oslabený. Tieto výsledky poukazujú na to, že export mal za normálnych podmienok podstatnejší a konzistentnejší vplyv na ekonomický výkon, než by naznačovala analýza na celom časovom období.

Druhá fáza práce bola zameraná na analýzu kauzálnych väzieb prostredníctvom vektorových autoregresných modelov. Výsledky testov okamžitej kauzality nepreukázali v žiadnom prípade štatisticky významnú súvislosť medzi sledovanými premennými v danom časovom bode. Naopak, Grangerova kauzalita sa potvrdila pri vybranej podmnožine vládnych výdavkov aj pri čistom exporte, a to v smere k HDP. Silná kauzalita sa preukázala aj pri spoločnom skúmaní výdavkov a exportu ako predikčných premenných pre HDP. V opačných smeroch – teda v smere HDP $\rightarrow$ výdavky alebo HDP $\rightarrow$ export – sa kauzalita nepreukázala, čo naznačuje, že tieto dve premenné slúžia skôr ako hnacie faktory ekonomickej aktivity než reakčné veličiny.

Impulzné odozvy poskytli zmiešané výsledky. Hoci v prípade vybranej podmnožiny výdavkov a čistého exportu bolo možné pozorovať určitý dynamický efekt na HDP, väčšina impulzných funkcií zahŕňala nulovú hodnotu v rámci intervalov spoľahlivosti, čo znižuje ich výpovednú hodnotu. Oveľa presvedčivejšie výsledky poskytla dekompozícia predikčnej chyby, podľa ktorej vybraná podmnožina výdavkov, čistý export, ako aj ich spoločné pôsobenie, v horizonte desiatich rokov vysvetľujú viac ako 60 % variability akcelerácie HDP. HDP naopak vykazoval len veľmi nízku mieru spätnej väzby na tieto premenné. Na druhej strane, celkové vládne výdavky nepreukázali žiadny kauzálny vzťah k HDP – túto hypotézu nepotvrdila ani Grangerova kauzalita, ani impulzné funkcie, ani rozklad predikčnej chyby. Tento výsledok poukazuje na dôležitosť štrukturálneho pohľadu na rozpočtovú politiku, keďže len niektoré výdavkové kategórie môžu mať reálny dopad na hospodársky rast.

V tretej fáze sme vytvorili predikčné modely HDP pomocou ARIMA a troch rôznych VAR modelov, ktoré sa líšili výberom premenných. Najlepší výsledok z pohľadu AIC dosiahol VAR model s vybranou podmnožinou vládnych výdavkov, zatiaľ čo najnižší BIC vykázal ARIMA model bez exogénnych premenných. Model obsahujúci súčasne nami vybranú podmnožinu vládnych výdavkov aj export dosiahol najvyššie predikované hodnoty HDP. Tento model však vykazoval výrazne horšie informačné kritériá.

Vo všetkých štyroch modeloch sa predpokladá spomalenie rastu, resp. pokles HDP v roku 2026. Najbližšie k skutočnej hodnote rastu HDP pre rok 2024 sa priblížil VAR model s podmnožinou vládnych výdavkov. Ostatné modely vrátane ARIMA poskytli odhady, ktoré sa výraznejšie líšili od skutočnosti.

Získané výsledky poskytujú pevný základ pre ďalší výskum, ktorý by mohol nadviazať viacerými smermi. V prvom rade by bolo prínosné rozšíriť analyzovaný súbor údajov aj do hlbšej minulosti, ak sú dostupné spoľahlivé historické dáta. Dlhšie časové rady by umožnili robustnejšie štatistické testovanie a znížili vplyv výnimočných období, ako bola pandémia COVID-19, na celkové výsledky.

Ďalšou možnosťou je aplikovať širšie spektrum modelov a analytických prístupov, ktoré by mohli zachytiť zložitejšie vzťahy a prehĺbiť interpretáciu výsledkov. Rôzne prístupy môžu odhaliť odlišné aspekty dynamiky medzi výdavkami, exportom a HDP a poskytnúť tak komplexnejší obraz o ich vzájomných väzbách.

Napokon, rovnakú analýzu by bolo vhodné uskutočniť aj pre iné krajiny – či už v rámci regiónu strednej Európy, alebo v rámci celej Európskej únie. Porovnanie výsledkov by mohlo odhaliť špecifiká vývoja slovenského hospodárstva a zároveň prispieť k lepšiemu pochopeniu toho, ako sa účinky verejných výdavkov a exportu na HDP líšia v rôznych ekonomických a inštitucionálnych podmienkach.

Na záver možno konštatovať, že diplomová práca naplnila svoj cieľ a poskytla komplexný pohľad na vzťahy medzi vládnymi výdavkami, exportom a HDP, pričom identifikovala významné korelačné aj kauzálne prepojenia medzi týmito premennými v slovenskej ekonomike.

Zoznam použitej literatúry

[1] Akalpler, E. a Shamadeen, B.: *The Role of Net Export on Economic Growth in USA*, Journal of Applied Economic Sciences 12 (2017), 772-781, dostupné na internete (3.1.2025): https://www.researchgate.net/publication/317002586_The_Role_of_Net_Export_on_Economic_Growth_in_USA

[2] Andrews, B. H. a kol.: *Building ARIMA and ARIMAX Models for Predicting Long-Term Disability Benefit Application Rates in the Public/Private Sectors*, University of Southern Maine, Maine, 2013, dostupné na internete (30.3.2025): https://www.soa.org/globalassets/assets/files/research/projects/research-2013-arima-arimax-ben-appl-rates.pdf

[3] Asociácia dôchodkových správcovských spoločností: *15 rokov druhého piliera na Slovensku*, (2019), dostupné na internete (30.3.2025): https://www.adss.sk/spravy/15-rokov-druheho-piliera-na-slovensku

[4] Barro, R. J.: *Letter: Robert J. Barro's "Voodoo Multipliers"Misunderstands Keynes*, The Economists' Voice 6 (2009), 1-4, dostupné na internete (3.1.2025): https://is.muni.cz/el/1456/jaro2012/MPE_NKMA/um/12874298/12874309/

[5] Berman, J. J.: *Data Simplification*, Morgan Kaufmann, Burlington, 2016

[6] Blanchard, O. a Johnson, D. R.: *Macroeconomics (6. edition)*, Pearson Education, Boston, 2013, dostupné na internete (5.1.2025): https://home.ufam.edu.br/andersonlfc/MacroI/Livro%20Macro.pdf

[7] Bose, E. a kol.: *Vector Autoregressive Models and Granger Causality in Time Series Analysis in Nursing Research: Dynamic Changes Among Vital Signs Prior to Cardiorespiratory Instability Events as an Example*, Nurs Res. 66 (2017), 12-19, dostupné na internete (30.3.2025): https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC5161241/

[8] Cwik, T. a Wieland, V.: *Keynesian Government Spending Multipliers and Spillovers in the Euro Area*, Working Paper no. 1267. European Central Bank, Frankfurt and Mohanom, 2010, dostupné na internete (3.1.2024): https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1267.pdf

[9] European central bank: *Gross domestic product at market prices, Slovakia, Annual*, 2024, dostupné na internete (10.1.2025): https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/MNA/MNA.A.N.SK.W2.S1.S1.B.B1GQ._Z._Z._Z.EUR.V.N?chart_props=W3sibm9kZUlkIjoiNjA2Nzg5IiwicHJvcGVydGllcyI6W3siY29sb3JIZXgiOiIiLCJjb2xvclR5cGU3D%3D

[10] Gianetto, Q. G. a Raissini, H.: *Testing Instantaneous Causality in Presence of Nonconstant Unconditional Covariance*, Journal of Business & Economic Statistics 33 (2015), 46-53, dostupné na internete (30.3.2025): https://www.researchgate.net/publication/229086460_Testing_Instantaneous_Causality_in_Presence_of_Nonconstant_Unconditional_Covariance

[11] Granger, C. W. J.: *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*, Econometrica 37 (1969), 424-438, dostupné na internete (29.3.2025): https://www.mimuw.edu.pl/~noble/courses/TimeSeries/RESOURCES/69EconometricaGrangerCausality.pdf

[12] Greenlaw, S. A. a Taylor, T.: *Principles of Macroeconomics*, OpenStax, Houston, 2017, dostupné na internete (8.3.2025): https://d3bxy9euw4e147.cloudfront.net/oscms-prodcms/media/documents/PrinciplesofMacroeconomics-LR.pdf

[13] Gujarati, D. N. a Porter, D. C.: *Basic Econometrics, Fifth Edition*, McGraw-Hill/Irwin, New York, 2009, dostupné na internete (30.3.2025): https://cbpbu.ac.in/userfiles/file/2020/STUDY_MAT/ECO/1.pdf

[14] Hamilton, J. D.: *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, 1994, dostupné na internete (29.3.2025): https://agorism.dev/book/finance/time-series/James%20Douglas%20Hamilton%20-%20Time%20Series%20Analysis%20%281994%2C%20Princeton%20University%20Press%29%20-%20libgen.lc.pdf

[15] Hyndman, R. J. a Athanasopoulos, G.: *Forecasting: Principles and Practice*, OTexts, Melbourne, 2018

[16] Keynes, J. M.: *The General Theory of Employment*, Interest and Money, Macmillan, Londín, 1936, dostupné na internete (3.1.2024): https://www.hetwebsite.net/het/texts/keynes/gt/gtcont.htm

[17] Kollár, J. a Mazurova, B.: *Analýza agregátneho dopytu vo vzťahu k ekonomickému rastu*, Mladá veda 4 (2016), 31-42, dostupné na internete (28.12.2024): https://www.researchgate.net/publication/318983591_Analyza_agregatneho_dopytu_vo_vztahu_k_ekonomickemu_rastu

[18] Lu, X.: *In-Depth Analysis of the 2008 Financial Crisis*, Highlights in Business Economics and Management 10 (2023), 376-381, dostupné na internete (3.3.2025): https://www.researchgate.net/publication/370697350_In-Depth_Analysis_of_the_2008_Financial_Crisis

[19] Lupton, D. a Willis, K.: *The Covid-19 Crisis*, Routledge, New York, 2021

[20] Lütkepohl, H.: *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlín, 2005, dostupné na internete (29.3.2025) : https://www.cur.ac.rw/mis/main/library/documents/book_file/2005_Book_NewIntroductionToMultipleTimeS.pdf

[21] Macrotrends: *Slovak Republic Exports 1990-2025*, (bez dátumu), dostupné na internete (12.1.2025): https://www.macrotrends.net/global-metrics/countries/SVK/slovak-republic/exports

[22] Macrotrends: *Slovak Republic Imports 1990-2025*, (bez dátumu), dostupné na internete (12.1.2025): https://www.macrotrends.net/global-metrics/countries/SVK/slovak-republic/imports

[23] Mankiw, N. G.: *Macroeconomics (9. edition)*, Worth Publishers, New York, 2016, dostupné na internete (28.12.2024): https://library.nlu.edu.ua/POLN_TEXT/SENMK/mankiw_macroeconomics.pdf

[24] Mazurova, B. a Kollár, J.: *The importance of government spending in context of fiscal policy*, Proceedings of the 1 st International Conference: European Fiscal Dialog 1 (2015), 109-117, dosupné na internete (28.12.2024):

https://www.researchgate.net/publication/318129989_The_importance_of_government_spending_in_context_of_fiscal_policy

[25] Ministerstvo financií Slovenskej republiky: *Rozpočet Európskej únie: Vlastné zdroje*, (bez dátumu), dostupné na internete (20.3.2025): https://www.mfsr.sk/sk/medzinarodne-vztahy/europske-zalezitosti/rozpocet-europskej-unie/vlastne-zdroje/vlastne-zdroje/

[26] Ministerstvo financií Slovenskej republiky: *Štátny záverečný účet SR*, (bez dátumu), dostupné na internete (10.1.2025): https://www.mfsr.sk/sk/financie/statne-vykaznictvo/klucove-dokumenty-uctovne-zavierky/statny-zaverecny-ucet-sr/

[27] OECD: *DIGITAL PUBLIC INFRASTRUCTURE FOR DIGITAL GOVERNMENTS*, OECD PUBLIC GOVERNANCE POLICY PAPERS 68 (2024), dostupné na internete (30.3.2025): https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2024/12/digital-public-infrastructure-for-digital-governments_11fe17d9/ff525dc8-en.pdf

[28] Sabayová, M.: *Základy ekonómie, Akadémia Policajného zboru v Bratislave*, Bratislava, 2016, dostupné na internete (28.12.2024): https://www.akademiapz.sk/sites/default/files/KSV/ZAKLADY%20EKONOMIE%20elektronick%C3%A1%20verzia%20(pdf).pdf

[29] Sabayová, M. a Presperínová, M.: *Ekonomika a financie verejného sektora*, Akadémia Policajného zboru v Bratislave, Bratislava, 2018, dostupné na internete (28.12.2024): https://www.akademiapz.sk/sites/default/files/KSV/EFVS%202018%20Sabayov%C3%A1%20Presper%C3%ADnov%C3%A1%20_elektr..pdf

[30] Sims, Ch. A.: *Macroeconomics and Reality*, Econometrica 48 (1980), 1-48, dostupné na internete (30.3.2025): https://www.pauldeng.com/pdf/Sims%20macroeconomics%20and%20reality.pdf

[31] Štatistický úrad Slovenskej republiky: *Hrubý domáci produkt vo 4. štvrťroku a za rok 2024*, 2025, dostupné na internete (30.3.2025): https:

//slovak.statistics.sk/wps/portal/ext/products/informationmessages/
inf_sprava_detail/a69d33e2-2837-4413-84ce-5b2b92ad38ef/!ut/p/z1/
tVJNU8IwFPwtHnpM82hSErwFRvkQHEURyMVJS6AV2tQ2tuKvN3W8OOPnwVxeMrO7s5t9WOIVlrmq05
zca83-8IgP6UwHhycXM5GpwHw0WIlx8B_HJ-BuNbcTWcT2gHaIjl9_
w7LLGMc1vYBK9NVKkEVXuU5luk9tYDdzFl5tzUuUZVUar66EFdabt3U3V7G0J0gAJOGKK0QxCnsUZh
Cr38KW8bB744AhxfvkEGQzGibArAp8MQxmK0mPeuCQFB3gHfaKydB_
alhw7DyzrVDV7k7c8c8M0fI44AT35qxdUelLPBbOeUlU3aPgxe_
UreUdOHx0cpXK0mt_rZ4tV_9OoypFHmN3Hmg884A8IYpwHtdUNCWhcijwh3AUq91aUu_
afSrXNibVGdeuBB0zT-zpjdQfuxyTz4jJKYyrn_iMRFtsg4OaL9dnZGqIyO5GWql-LkFQeOLEQ!
/dz/d5/L2dBISEvZ0FBIS9nQSEh/

[32] Všeobecná zdravotná poisťovňa: *Zmena sadzby poistného a výšky preddavkov od 01. 01. 2024 do 31. 12. 2027*, (bez dátumu), dostupné na internete (30.3.2025): https://www.vszp.sk/platitelia/platenie-poistneho/oznamenia-zmeny/zmeny-od-01-01.2024/

[33] Wooldridge, J. M.: *Introductory Econometrics: A Modern Approach, Fifth Edition*, South-Western Cengage Learning, Mason, 2013, dostupné na internete (30.3.2025): https://cbpbu.ac.in/userfiles/file/2020/STUDY_MAT/ECO/2.pdf