

SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA a DEMOGRAFIA

SLOVAK STATISTICS
and DEMOGRAPHY

4/2025

ročník/volume 35

Recenzovaný vedecký časopis so zameraním na prezentáciu moderných štatistických a demografických metód a postupov.

Scientific peer-reviewed journal focusing on the presentation of modern statistical and demographic methods and procedures.

Článok/Article: 2

Typ článku/Type of article: vedecký článok/scientific article

Strany/Pages: 25 – 51

Dátum vydania/Publication date: 15. október 2025/October 15, 2025



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

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

SYSTEMATICKY FUNKČNÁ TEMPORÁLNA VARIANCIA OKUNOVHO ZÁKONA V POBALTSKÝCH ŠTÁTOCH

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

ABSTRAKT

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

ABSTRACT

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

KLÚČOVÉ SLOVÁ

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

KEY WORDS

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

1. ÚVOD

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

a pri gapovej verzii analogická rovnica má podobu

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

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

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

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

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

3. FAKTORY VYSVETĽUJÚCE TEMPORÁLNU VARIANCIU A PRIESTOROVÚ HETEROGENITU OKUNOVHO ZÁKONA

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

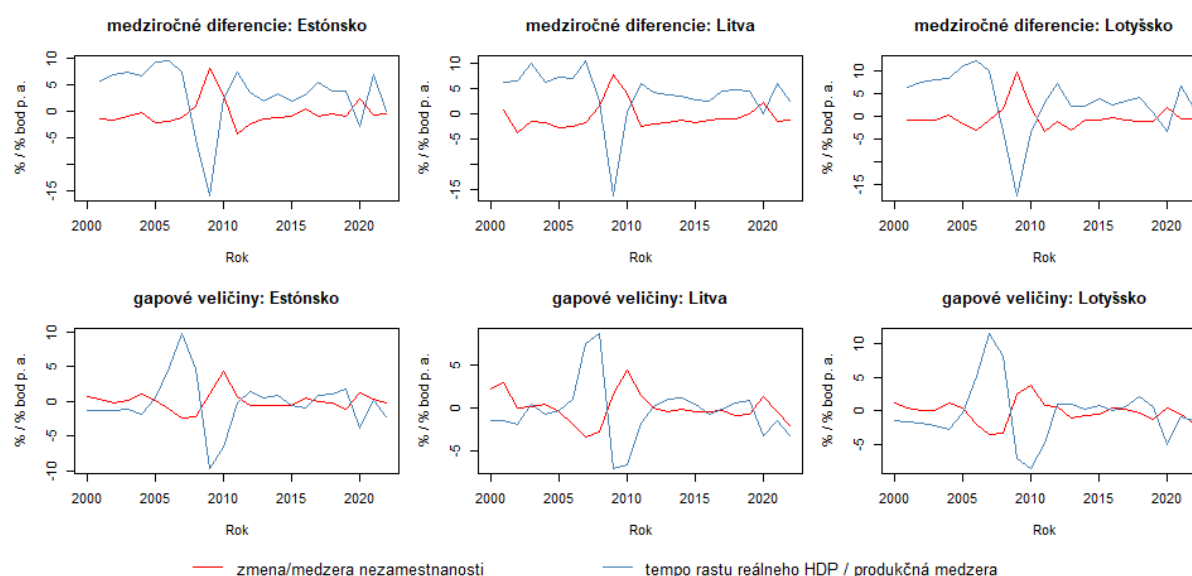
5. APLIKÁCIA NA POBALTSKÉ KRAJINY

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

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

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

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



Zdroj: vlastné spracovanie

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

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

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

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

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

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

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

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

Tabuľka č. 1: Základná štatistika vstupných premenných

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

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

Zdroj: vlastné spracovanie

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

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

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

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

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

Tabuľka č. 2: Regresný výstup

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

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

Zdroj: vlastné spracovanie

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

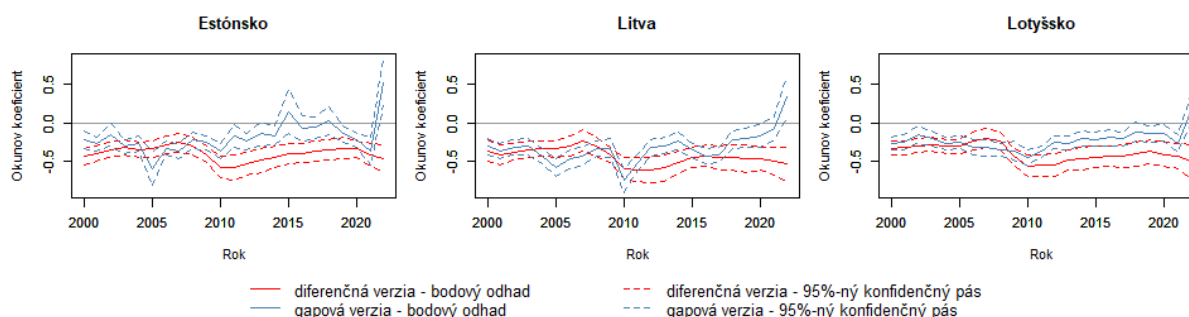
špecializované na produkciu technologicky menej náročných tovarov a majú pomerne veľký poľnohospodársky sektor, hoci odlišnosti nastávajú inde: Lotyšsko a Litva sa špecializujú na výrobu potravín, chemikálií alebo farmaceutík, Estónsko zase ťaží ropu a má rozvinutý elektronický priemysel (Poissoner,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

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

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

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

Obrázok č. 2: Odhadnuté trajektórie Okunových koeficientov



Zdroj: vlastné spracovanie

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

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

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

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

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

Zdroj: vlastné spracovanie

6. ZÁVEREČNÉ POZNÁMKY

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

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

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

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

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

LITERATÚRA

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

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

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

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

RESUMÉ

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

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

RESUMÉ

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

PROFESIJNÝ ŽIVOTOPIS

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

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

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

KONTAKT

oksana.sytnyk@student.umb.sk

mariana.povazanova@umb.sk

martin.boda@outlook.com