

(A)SYMETRIA V OKUNOVOM ZÁKONE V ŠTÁTOCH VÝŠEHRADSKÉJ SKUPINY

Martin Bod'a, Petra Medved'ová, Mariana Považanová, Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici¹

DOI: 10.18267/j.polek.1024

Úvod

K tradičnému výkladu súdobej (a predovšetkým keynesiánsky a neokeynesiánsky orientovanej) makroekonomickej teórie patrí učenie o konjunkturálnej súvislosti medzi výstupom ekonomiky a nezamestnanosťou, ktoré sa stalo známe pod označením Okunov zákon. Okun (1962) pravdepodobne ako prvý opísal a štatisticky kvantifikoval vzájomné previazanie vo vývoji agregátneho výstupu ekonomiky (vo vzťahu k potenciálnemu výstupu) a nezamestnanosti (vo vzťahu k jej prirodzenej úrovni). Jeho výskumu nepredchádzalo solídne teoretické dôvodenie, ale heuristické vyšetrenie kauzálnych súvislostí v ekonomike USA pre potreby hospodárskej politiky a makroekonomického plánovania. Následne bola Okunovmu zákonu poskytnutá teoretická opora a vyvinuté teoretické zdôvodnenie (napr. samotným Okunom (1962, s. 102–104)). Na jednej strane je Okunov zákon rýdzo empirického charakteru, na druhej strane v ňom formulovaná súvislosť súladí s prirodzenou ekonomickou intuíciou: V období recesie (keď výstup ekonomiky poklesne pod potenciál) sú podniky nútené obmedzovať svoje ekonomické aktivity (a zatvárať prevádzky) a redukciou svojho dopytu po práci spôsobujú pokles zamestnanosti a nedobrovoľná nezamestnanosť rastie. V prípade konjunktúry sa vytvárajú nové pracovné miesta a efekt na zamestnanosť a nezamestnanosť je presne opačný.

Je niekoľko dôvodov, ktoré podčiarkujú význam Okunovho zákona z makroekonomického hľadiska. V teoretickej rovine slúži spolu s Phillipsovou krivkou ako východisko pre odvodenie krivky agregátnej ponuky a v praktickej rovine je inštrumentom pri prognózovaní kľúčových makroekonomických veličín (Pierdzioch *et al.*, 2009; Rülke, 2012). Odvtedy, čo bola opísaná a kvantifikovaná uvedená súvislosť, stal sa Okunov zákon jedným zo stavebných (síce empirických) blokov mainstreamovej ekonomickej teórie. Vznikol pomerne veľký počet empirických štúdií, ktoré rozširovali jeho platnosť aj mimo ekonomického prostredia USA a prehodnocovali ju v rôznych obdobiach. Štúdie sú pomerne diferencované nielen vzhľadom na použité

1 Príspevok vznikol v rámci plnenia záväzkov projektu Operačného programu Vzdelávanie ITMS 26110230082 Mobility – podpora vedy, výskumu a vzdelávania na UMB kofinancovaného Európskym sociálnym fondom (č. 018/2012/1.2/OPV).

parametre výskumu (ako napr. geografické prostredie, štatistické vymedzenie a chápanie kľúčových pojmov výstup a nezamestnanosť, časové obdobie), ale aj na použitú ekonometrickú metodológiu. Väčšina štúdií verifikovala či falzifikovala platnosť Okunovho zákona pre staršie vyspelejšie národné ekonomiky a prekvapujúcim je, že nezriedka bola pri extrakcii koeficientu výstupu a nezamestnanosti (teda Okunovho koeficientu) z časových radov použitá statická (jednoduchá lineárna) regresia nedovoľujúca dobrú reprezentáciu dáta generujúceho procesu, hoci od publikácie predmetnej súvislosti v roku 1962 sa poznanie v oblasti analýzy časových radov prehĺbilo. Je komparatívne málo štúdií, ktoré sú lokalizované pre ekonomické prostredie krajín Vyšehradskej skupiny (ďalej iba „V4“) a používajú ekonometrickú metódu, ktorá by bola schopná dobre vystihnúť dynamiku vývoja analyzovaných časových radov výstupu a nezamestnanosti (napr. Cevik *et al.*, 2013; Izyumov a Vahaly, 2002). Okrem toho pri odhadovaní Okunovho koeficientu štúdie alternujú medzi použitím tzv. diferenčnej verzie a tzv. gap verzie Okunovho zákona (oba prístupy boli zavedené Okunom samotným). Zatiaľ čo v prvom prípade sa vyšetruje vzťah medzi prvými diferenciálmi výstupu a miery nezamestnanosti, v druhom prípade je predmetom skúmania súvislosť medzi medzerou výstupu a medzerou nezamestnanosti. Napriek tomu, že gap verzia je všeobecnejšia a menej reštriktívna formulácia, pri interpretácii získaných koeficientov sa to nerozlišuje a odhady koeficientov sa navzájom bez prihliadnutia na túto skutočnosť porovnávajú.

Okunov zákon je skúmaný predovšetkým pre vyspelé ekonomiky (napr. štáty G7). Naproti tomu členmi vnútorného trhu Európskej únie sú aj štáty strednej a východnej Európy, ktoré donedávna rozvíjali centrálné plánované hospodárstvo. Tieto štáty v súčasnosti presadzujú trhovú ekonomiku a vyvstáva otázka, či sa aj na ne vzťahuje ekonomická teória formulovaná pre (vyspelé) trhové ekonomiky. Dôvody pre vyšetrovanie tejto otázky možno nájsť jednak v rovine rýdzo teoretickej (kde vystupuje nutnosť osvedčiť postuláty konvenčnej ekonomickej teórie pre tieto štáty) a aj v rovine praktickej (čo je aktuálne pri vlastnej realizácii hospodárskej politiky). Žiaduce je zamerať sa na skupinu štátov, ktoré sú si podobné vo svetle nielen ekonomického, ale aj historicko-kultúrneho vývoja. Spomedzi centrálné plánovaných ekonomík strednej a východnej Európy sa jasne prejavuje zoskupenie štyroch štátov známe neformálne pod názvom Vyšehradská skupina zahrňujúce Českú republiku, Maďarsko, Poľsko a Slovensko. Z podobnosti ekonomík vybraných krajín by sa dalo usúdiť, že v nich nebudú, v prípade zistenia platnosti Okunovho zákona, výrazné rozdiely v hodnotách Okunovho koeficienta.

Predložená stať sa zaoberá analýzou vzťahu medzi cyklickým vývojom výstupu a nezamestnanosti ekonomík štyroch štátov V4 za obdobie sedemnástich rokov od roku 1998 do 2014 s cieľom posúdiť platnosť Okunovho zákona. Stavajúc na úvahách Leea (2000, s. 345–347) a na empirickom svedectve Viréna (2001) a Schordereta (2001), sa v stati vyšetruje pomocou formulovaného asymetrického nelineárneho ARDL modelu existencia asymetrie v Okunovom zákone, ktorá potenciálne môže vznikať a v niektorých prípadoch vzniká pri odlišnej reakcii nezamestnanosti na smer ekonomických

fluktuácií. Týmto sa zaplňuje medzera, ktorá vzniká v dôsledku absencie výskumu pre štáty V4. Existujú štúdie, ktoré sú prioritne alebo okrajovo zamerané na krajiny V4 (napr. Jašová a Kadeřábková, 2013; Lee, 2000), ale autorom nie je známa štúdia, ktorá by samostatne overovala súvzťažnosť vo vývoji produktu a nezamestnanosti výlučne len pre zmienenu skupinu štátov a i v novšom období rokov 1998–2013. Pri odhadovaní Okunovho koeficientu sa nad dátami kvartálnej frekvencie zužitkovala všeobecnejšia gap verzia Okunovho zákona a modelovanie dáta generujúceho procesu súvzťažného cyklického vývoja výstupu a nezamestnanosti stavalo na troch základných ingredienciách ekonometrickej metodológie:

1. Pri konštrukcii potenciálneho produktu a prirodzenej úrovne nezamestnanosti sa v konzistencii s konvenciou použil Hodrickov-Prescottov (ďalej iba „HP“) filter a od takto konštruovaných veličín kapacitnej výkonnosti ekonomiky sa odvodili produkčná medzera aj medzera nezamestnanosti.
2. Vzájomný vzťah medzi vývojom produkčnej medzery a medzerou nezamestnanosti bol reprezentovaný autoregresným modelom s časovo rozloženými oneskoreniami (ďalej adresovaným ako „ARDL“ model z angl. Autoregressive Distributed Lags) a Okunov koeficient sa sformoval ako dlhodobý multiplikátor.
3. V úsilí o zohľadnenie možnej nelinearity a pripustenie iných (a asymetrických) štrukturálnych reakcií medzery nezamestnanosti na fázu ekonomického cyklu (meranú produkčnou medzerou) sa po preukázaní Hansenovým testom nelinearity (Hansen, 1997) zovšeobecnil konvenčný ARDL model na asymetrický nelineárny ARDL.

Na jednej strane stimulom pre toto zovšeobecnenie je používanie asymetrického ARDL modelu v inej (integrovanej) podobe pri modelovaní asymetrie v kointegrácii (pozri Greenwood-Nimmo *et al.*, 2011; Shin *et al.*, 2013), na strane druhej autorom nie je známa formulácia ARDL modelu v takejto podobe a jej použitie na účel skúmania asymetrie v Okunovom zákone.

Vykonaná analýza nasvedčuje platnosti Okunovho zákona vo všetkých štyroch štátoch V4 počas sledovaného obdobia, hoci z porovnania s doterajším empirickým výskumom vyplýva, že reakcia nezamestnanosti na cyklické kolísanie výstupu je slabšia ako v štátoch s vyspelejšími ekonomikami. Asymetria sa preukázala iba v prípade Slovenskej republiky a možno tvrdiť, že nezamestnanosť (v konzistencii s dikciou Okunovho zákona) reaguje iba na cyklický nárast výstupu nad potenciálnu úroveň, kým pri cyklickom poklese je nezamestnanosť inertná a nepodlieha zmenám. Toto zistenie je kompatibilné s hypotézou hromadenia pracovných síl a má súvis so špecifikami trhu práce na Slovensku.

Po stručnom úvode stať pokračuje štyrmi ďalšími časťami. Nasledujúca časť približuje pôvodnú statickú formuláciu Okunovho modelu a poskytuje základný prehľad empirického výskumu s orientáciou na štáty V4. Na túto časť nadväzujú metodologická časť a diskusná časť s výsledkami. Poslednou časťou state je záver.

1. Teoretické a empirické podloženie Okunovho zákona

Na pozadí Okunovho zákona je z pohľadu zástancov ekonomickej teórie vychádzajúcej z Keynesovho učenia viera, že pohyby v agregátnom dopyte ovplyvňujú skutočný výstup a spôsobujú jeho fluktuácie okolo potenciálnej úrovne, čo má vplyv na nezamestnanosť v národnej ekonomike. Pôvod Okunovho zákona možno badať v úvahách o aspektoch fiškálnej a monetárnej politiky, ktoré zamestnávali ekonomických teoretikov a nositeľov praktickej hospodárskej politiky v 60. rokoch 20. storočia v USA. V ústredí záujmu pritom bola otázka, aké množstvo výstupu môže ekonomika dosiahnuť pri podmienkach plnej zamestnanosti pracovnej sily. Táto požiadavka motivovala Okuna (1962) spojiť cieľ plnej zamestnanosti s korešpondujúcim cieľom potenciálneho výstupu (tzn. výstupu pri plnej zamestnanosti) a vo svojom výskumnom článku využil dve hlavné metódy pre prepájanie vývoja výstupu a nezamestnanosti: tzv. gap verzia a diferenčná verzia (terminologicky označené Okunom (1962; s. 99) postupne ako metóda „trial gaps“ a metóda prvých diferencií).

V ďalšom sa miera nezamestnanosti bude označovať symbolom u a skutočný výstup meraný hrubým domácim produktom sa bude zaznačovať symbolom y . Hviezdičkový horný index na pravej strane bude indikovať prirodzenú mieru nezamestnanosti (čiže mieru nezamestnanosti pri plnej zamestnanosti) a potenciálny produkt. Medzera výstupu sa bude označovať symbolom g_y a bude sa definovať obvyklým spôsobom ako $g_y = (y - y^*)/y^*$. Analogicky, medzera nezamestnanosti bude vystupovať pod označením g_u a zavedie sa vzťahom $g_u = u - u^*$. Všetky tieto premenné, y , y^* , u , u^* , g_y a g_u , môžu byť (a sú) vystavené zmenám v priebehu času a v prípade potreby je časová referencia vyznačená v pravom dolnom indexe. Pre zjednodušenie sa nebude pri notácii rozlišovať medzi skutočnými veličinami y^* , u^* , g_y a g_u a ich odhadmi.

Zanedbajúc pre jednoduchosť šumový komponent regresného vzťahu, gap verzia Okunovho zákona dáva do afínnej súvislosti medzeru v nezamestnanosti a produkčnú medzeru v zmysle regresnej rovnice

$$g_u = u - u^* = \beta g_y, \quad (1)$$

v ktorom regresný koeficient β preberá úlohu Okunovho koeficientu. Okun pri konštrukcii produkčnej medzery g_y navrhol použiť exponenciálnu trajektóriu pre potenciálny výstup y^* a určiť jej parametre (t. j. mieru rastu a počiatočnú hodnotu) vhodnou štatistickou metódou a pri vlastnej aplikácii (1) položil u^* rovné konštante, povedzme α , čím odhadoval regresný vzťah $u = \alpha + \beta g_y$. Parameter α potom niesol bezprostrednú ekonomickú interpretáciu ako miera nezamestnanosti pri nulovej produkčnej medzere (k čomu dochádza pri zhode skutočného výstupu s potenciálnou úrovňou) a reprezentoval (konštantnú, resp. priemernú) prirodzenú mieru nezamestnanosti. Pre kvartálne údaje za rozpätie rokov 1953–1960 odhadol pre ekonomiku USA vzťah (1) ako $\hat{u} = 3,72 - 0,36 g_y$. Odhadnutá hodnota koeficientu α sa veľmi nelíšila od bežne odhadovanej prirodzenej miery nezamestnanosti vo výške 4 % obhajovanej väčšinou amerických ekonómov v 60. rokoch 20. storočia (Okun, 1962, s. 98, 100).

Za dodatočných predpokladov možno transformovať gap verziu na diferenčnú verziu v podobe $\Delta u = \delta + \beta \Delta y / y$, kde δ je koeficient určujúci priemerný rast produkcie zodpovedajúci prirodzenej miere nezamestnanosti a parameter β opäť reprezentuje Okunov koeficient. Pri transformácii treba najmä predpokladať, že (1.) prirodzená miera nezamestnanosti je konštantná v čase a aj (2.) výstup rastie konštantným percentuálnym tempom (pozri odvodenie u Mlynaroviča a Miťkovej, 2010, s. 75–76). Ide znateľne o veľmi silné a obmedzujúce ekonomické predpoklady, a preto je vhodnejšie diferenčnej verzii sa vyhnúť. Neodráža totiž fluktuácie vo výstupe a nezamestnanosti okolo potenciálu (tým, že sa predpokladá, že tieto fluktuácie nie sú prítomné a zmeny sú konštantné), ktoré sú zachytávané inherentnou filozofiou Okunovho zákona. V akademickej práci a praxi hospodárskej politiky je však diferenčná verzia často využívaná (napr. Čadil *et al.*, 2011; Rülke, 2012), čím sa sekundárne obchádzajú ťažkosti spojené so získaním primeraných odhadov y^* a u^* .

Hoci pre rôzne ekonomické prostredia a časové obdobia vedecké štúdie zaoberajúce sa Okunovým zákonom dospeli k rôznym hodnotám Okunovho koeficientu reprezentovaného hodnotou parametra β , tieto štúdie nespochybňujú po teoretickej stránke platnosť Okunovho zákona per se. Toto však neplatí pre hľadanie ekonomického vysvetlenia, ktoré dáva tejto ekonomickej regularite empirickú platnosť; stále sa nachádzajú a kriticky prehodnocujú dôvody, ktorými sa vysvetľuje súvislosť medzi cyklickou fluktuáciou nezamestnanosti a výstupe (napr. medzi novšími štúdiami Gordon 2010; International Monetary Fund, 2010, s. 69–108). S týmto súvisia aj názory modifikujúce pohľady na prirodzenú mieru nezamestnanosti ako centrálneho prvku Okunovho zákona koncipované v reakcii na krízu v 70. rokoch 20. storočia, ktoré rozširujú vzťah medzi nezamestnanosťou a výstupom: tvrdiac, že nielen strana ponuky vplýva na úroveň prirodzenej miery nezamestnanosti, ale ďalším determinantom je aj dlhodobý vývoj skutočnej miery nezamestnanosti. Tento vzťah je zohľadnený v hypotéze hysterézy nezamestnanosti, ktorá ponúka trochu iné, a síce komplexnejšie vysvetlenie na javy prebiehajúce na trhu práce, než poskytuje Okunov zákon (pozri napr. Blanchard a Summers, 1986; Sephton, 2009).

Nasledujúca časť precizuje metodológiu použitú v samotnej analýze pre skúmanie platnosti Okunovho zákona pre štáty V4.

2. Ekonometrická metodológia

V stati sa na extrakciu trendového komponentu používa najfrekvencovanejšia metóda, HP dátový filter (pozri napr. Cevik *et al.*, 2013, s. 562; Durech *et al.*, 2014, s. 59; Lee, 2000, s. 335; Zimková a Barochovský, 2007, s. 475; Kadeřábková a Jašová, 2011, s. 511–512; Plašil, 2011, s. 490), hoci táto metóda býva kritizovaná skrze dvoch kľúčových výhrad (Lee, 2000, s. 335; Plašil, 2011, s. 492). Jednak je známe, že HP filter môže generovať trendový filtrát, po ktorom zostáva klamlivo cyklická zložka, a jednak jeho praktická implementácia je zviazaná s voľbou parametra určujúceho hladkosť výsledného trendového filtrátu. Nesprávna voľba vyhladzovacieho parametra indukuje

prvý problém a môže viesť ku klamlivým cyklom. V stati sa používajú kvartálne dáta, pre ktoré bola navrhnutá autormi filtra hodnota vyhladzovacieho parametra 1600. Pre (sezónne očistené) $I(1)$ procesy, resp. „skoro“ $I(1)$ procesy pozorované na kvartálnej frekvencii Pedersen (2001) odporučil hodnotu vyhladzovacieho parametra v intervale od 1000 do 1050 tak, aby HP filter nemal distorzívny efekt a nevznikalo klamlivé cyklické správanie.

Žiada sa poznamenať, že použitie HP filtra sa spája s bazálnym štatistickým predpokladom a tento následne má svoju ekonomickú implikáciu. Pri formulácii filtračného algoritmu Hodrick a Prescott (1997, s. 3) predpokladali, že ekonomické časové rady sa vyvíjajú pozdĺž svojej dlhodobej rastovej trajektórie a odchýlky sú spôsobované (výlučne) cyklickými fluktuáciami zapríčiňovanými ekonomickým prostredím. V stati sa predpokladá súladne s konvenciou podporenou vyššie uvedenými odkazmi, že odfiltrovaním tejto dlhodobej rastovej úrovne sa získava odhad potenciálneho produktu (v prípade časového radu výstupu), resp. prirodzenej úrovne nezamestnanosti (v prípade časového radu miery nezamestnanosti). Ako poznamenal anonymný recenzent, s týmto je spojené ekonomické stotožnenie potenciálnych veličín s ich dlhodobou úrovňou a predpoklad, že v ekonomike nenastávajú také poruchy, ktoré by napr. v dôsledku nedostatočného agregátneho dopytu udržiavali ekonomiku chronicky pod potenciálom. Tento predpoklad úzko súvisí so snahou neokeynesiánskych ekonómov študovať hospodárske cykly ako poruchy od ekvilibria (určeného dlhodobou úrovňou) v duchu keynesiánskej perspektívy. V tomto nachádzajú Hodrick a Prescott (1997, s. 1–2) incentívu pre vlastný empirický výskum a návrh svojej metodológie.

Nech L označuje operátor spätného posunu, dynamická špecifikácia nad (1) zodpovedajúca ARDL(p, q) modelu je v čase t potom

$$\delta(L)g_{ut} = \beta(L)g_{yt} + \sigma_{et}, \quad (2)$$

v ktorom symboly $\delta(L)$ a $\beta(L)$ zastupujú štandardné autoregresné polynómy s reálnymi koeficientmi $\delta(L) = 1 - \delta_1 L^1 - \dots - \delta_p L^p$ a $\beta(L) = \beta_0 + \beta_1 L^1 + \dots + \beta_q L^q$ a notačné parametre modelu p a q reprezentujú dĺžku časového oneskorenia pre g_u , resp. g_y (pričom $p \geq 0$ a $q \geq 0$). K tomu navyše parameter σ je kladný a ε reprezentuje gaussovský biely šum $gwn(0,1)$ realizovaný nezávisle na g_y a historických hodnotách g_u . Parametre obsiahnuté v polynómoch $\delta(L)$ a $\beta(L)$ sa odhadujú (bežnou) metódou najmenších štvorcov a parameter σ ako smerodajná odchýlka zodpovedajúcich reziduí s korekciou o stratu stupňov voľnosti $1 + p + q$. Parametre časového oneskorenia p a q sa vyberajú čo najnižšie tak, aby bol zvolený čo najúspornejší model, a volia sa postupným zvyšovaním tak, aby ε malo vlastnosti bieleho šumu. Za predpokladu, že korene autoregresného polynómu $\delta(L)$ ležia mimo komplexného jednotkového kruhu, Okunov koeficient je potom definovaný ako dlhodobý multiplikátor vplyvu g_y na g_u , teda ako $\beta = \beta(1)/\delta(1)$. Teória ARDL modelu je vysvetlená napr. u Greena (2003, s. 571–586).

Inherentnou charakteristikou a obmedzením tohto modelu je jeho linearita a neschopnosť vysvetľovanej premennej g_u reagovať asymetricky na g_y . Jednoduchým spôsobom, akým obsiahnuť nelinearitu a možnú asymetrickú reakciu v reprezentácii

dáta generujúceho procesu, je zovšeobecnenie ARDL(p,q) modelu v (2) do nelineárneho asymetrického ARDL(p,q) modelu (ďalej len „NARDL“ z angl. Non-linear Autoregressive Distributed Lags). Táto asymetria sa zohľadňuje prahovou dekompozíciou vysvetľujúcej premennej g_y , o ktorej jestvuje domnienka asymetrického vplyvu na vysvetľovanú premennú g_u . Myšlienka pre takúto modifikáciu ARDL modelu je prevzatá z nelineárnej verzie uvažovanej autormi Greenwood-Nimmo *et al.* (2011) a Shin *et al.* (2013).

Predpokladajme prahovú hodnotu θ a zaved'me označenie $g_y^- = \min\{0, g_y - \theta\}$ a ďalej $g_y^+ = \max\{0, g_y - \theta\}$. Potom zjavne platí $g_y = \theta + g_y^- + g_y^+$, pričom v triviálnom prípade $\theta = 0$ sa týmto vzťahom rozkladá g_y na zápornú časť g_y^- a kladnú časť g_y^+ , čo iba ukazuje na rozumnosť rozkladu. Pri dosadení tohto vzťahu do (2) sa získava $\delta(L)g_{ut} = \beta(1)\theta + \beta(L)g_{yt}^- + \beta(L)g_{yt}^+ + \sigma\varepsilon_t$. Ak ale g_u reaguje asymetricky na g_y , potom možno špecifikovať Okunov vzťah (1) pomocou asymetrického NARDL(p,q) modelu vzhľadom na prah θ pre časový okamih t nasledovne

$$\delta(L)g_{ut} = \omega + \beta^-(L)g_{yt}^- + \beta^+(L)g_{yt}^+ + \sigma\varepsilon_t. \quad (3)$$

V takto zavedenom modeli vystupujú opäť autoregresné polynómy $\delta(L) = 1 - \delta_1L^1 - \dots - \delta_pL^p$ a $\beta_i(L) = \beta_i^0 + \beta_i^1L^1 + \dots + \beta_i^qL^q$ ($i \in \{-, +\}$), kladný parameter σ a – identicky ako predtým – premenná ε označujúca gaussovský biely šum $gwn(0,1)$ nezávislý od g_y a minulých hodnôt g_u . Navyše tu pribudla lokujúca konštanta ω ako dôsledok uvažovanej dekompozície vzhľadom na (vo všeobecnosti nenulový) prah θ . Autoregresné polynómy $\beta^-(L)$ a $\beta^+(L)$ sa môžu rôzniť a pomocou nich sa modeluje asymetria v reakcii medzery v nezamestnanosti g_u na fázu konjunkturálneho cyklu reprezentovanú produkčnou medzerou g_y . Pretože reprezentácia (3) zodpovedá klasickému ARDL modelu s dvoma vysvetľujúcimi premennými g_y^- a g_y^+ , je možné pri jeho odhadovaní a práci s ním aplikovať teóriu týkajúcu sa ARDL modelu. V tomto prípade počet regresných parametrov je $1 + p + 2q$ a toto číslo nezahrňuje smerodajnú odchýlku σ . Pri špecifikácii modelu sa vyžaduje zohľadniť neznalosť prahového parametra θ a skutočnosť, že NARDL model nemusí byť žiaduci a obyčajný ARDL model by mohol postačovať, v čom sa možno riadiť návodom pre modely prahového typu u Tsaya (1989), resp. Granger a Teräsvirtu (1993, s. 114–115). Najprv sa špecifikuje ARDL model a zvolia sa oneskorenia p a q s cieľom dosiahnuť najúspornejší model s bielošumovými vlastnosťami ε a následne sa stanoví hodnota prahového parametra θ (obvykle minimalizáciou reziduálnej sumy štvorcov, alt. pomocou informačných kritérií), čo umožní odhadnúť model (3). Vhodnosť špecifikácie (3) pred špecifikáciou (2) je adekvátne zohľadniť štatisticky testovaním nelinearity.

Nech p a q sú špecifikované a známe. Na testovanie nulovej hypotézy, že je vhodnejší ARDL(p, q) model, voči alternatívnej hypotéze, že je vhodnejší NARDL(p, q) s neznámym prahom θ , je v stati adaptovaný Hansenov bootstrapový test (1997). Test bol pôvodne vyvinutý pre testovanie nelinearity v prahových autoregresných modeloch a bezprostredne využíva bootstrap na určenie štatistickej významnosti testovacej štatistiky, ktorá je formovaná ako testovacia štatistika pre test vierohodnostným

pomerom, ale má nekonvenčné asymptotické rozdelenie (a teda nie χ^2 -rozdelenie). Hansenova testovacia štatistika obvyklým spôsobom konfrontuje reziduálnu sumu štvorcov modelu (2) s modelom (3), pričom prah θ sa vyberá supremálnym spôsobom tak, aby testovacia štatistika čo najviac odporovala nulovej hypotéze o nelinearite. Hansen (1997) potom navrhuje bootstrapovať asymptotické rozdelenie procedúrou navrhnutou vo svojej predošlej práci. Pre úsporu sú technické detaily testovania v stati vynechané, s testovacou procedúrou sa možno oboznámiť u pôvodného autora. Nulová hypotéza v tomto prípade predpokladá vhodnosť ARDL(p, q) modelu (a teda $\beta^-(L) = \beta^+(L)$ a zároveň $\omega = \beta(1)\theta$, kde $\beta(L)$ je spoločná hodnota $\beta^-(L)$ a $\beta^+(L)$). Jej zamietnutie potom indikuje asymetriu v Okunovom zákone.

Ak korene polynómu $\beta(L)$ ležia mimo komplexného jednotkového kruhu, možno spočítať asymetrické koeficienty výstupu a zamestnanosti. Okunov koeficient v prípade nastania dolného režimu $g_y < \theta$, je definovaný analogicky neprahovému ARDL modelu vzťahom $\beta^- = \beta^-(1)/\delta(1)$, a jeho paralela zodpovedajúca hornému režimu $g_y > \theta$ je následne $\beta^+ = \beta^+(1)/\delta(1)$. Je ďalej možné zostrojiť konfidenčné intervaly pre Okunov multiplikátor β v modeli (2) a Okunove multiplikátory β^- a β^+ v modeli (3) za pomoci bootstrapovej procedúry, v rámci ktorej sa na základe odhadov parametrov ARDL(p, q), resp. NARDL(p, q) modelu simulujú bootstrapové hodnoty $\{g_{it}\}_t$ podmienené napozorovanými hodnotami $\{g_{yt}\}_t$ a prvými p hodnotami $\{g_{it}\}_t$. Pre každú simuláciu sa modely (2) a (3) pri danej špecifikácii p, q a θ preodhadnú a skonštruujú sa Okunove multiplikátory, čo rezultuje v ich bootstrapové rozdelenie a možno skonštruovať obvyklým spôsobom konfidenčné intervaly. Pri bootstrapovej simulácii hodnôt $\{g_{it}\}_t$ možno aplikovať štandardný reziduálny bootstrap so Shaovou korekciou rezíduí (Efron a Tibshirani, 1986, s. 65; Shao, 1996).

3. Aplikácia, výsledky a diskusia

Výpočtové a grafické spracovanie výsledkov prebehlo v programe R (R Core Team, 2014) za použitia vlastných skriptov a funkcionálit knižníc mFilter (Balcilar, 2007) a dynlm (Zeileis, 2014). Pri analýze sa použili pre každú zo štyroch štátov V4 kvartálne údaje od Q1/1998 po Q2/2014 získané z databázy Eurostatu. Časový rad reálneho hrubého domáceho produktu (mil. euro v cenách roku 2005) bol získaný z časového radu nominálneho hrubého domáceho produktu sezónne očisteného a adjustovaného o pracovné dni deflovaním o zmenu cenovej hladiny. Druhý časový rad predstavovali sezónne očistené kvartálne priemery miery nezamestnanosti (v %). Časové rady vykazovali pre každý štát identické vývojové správanie. Kým časový rad reálneho hrubého domáceho produktu vykazoval silné trendové tendencie, časový rad miery nezamestnanosti cyklicky osciloval. Formálne aj neformálne prostriedky poukazujú na nestacionaritu oboch časových radov a to, že ich možno považovať za nestacionárne prvého rádu integrácie.

V nadväznosti na metodologické poznámky bola nad týmito časovými radmi aplikovaná HP filtrácia variantne pre voľbu konvenčného vyhladzovacieho parametra pre

časové rady kvartálnej frekvencie 1 600 a hodnotu 1 000 odporúčanú Pedersenom (2001). Na základe získaného filtrátu reprezentujúceho odhad trendového komponentu boli určené odhady produkčnej medzery a medzery nezamestnanosti v súlade s výkladom druhej časti state. Literatúra (napr. Attfield a Silverstone, 1998, s. 625; Durech *et al.*, 2014, s. 58) preferuje používať logaritmickú (spojitú) podobu definície medzery nezamestnanosti, ale potom získané Okunove koeficienty nie sú – prísne vzaté – stotožniteľné s pôvodnými Okunovými odhadmi. Ďalšie výsledky sú reportované variantne pre obe verzie filtrovania, i keď medzi výsledkami nie je žiadny citeľný kvalitatívny rozdiel.

Časové rady odhadnutých produkčných medzier a medzier nezamestnanosti sa javia byť stacionárnymi, čo možno jednoznačne interpretovať ako osvedčenie kvalitatívnych vlastností filtrácie trendového potenciálu a s určitou rezerváciou to možno vnímať ako potvrdenie náležitej aplikácie HP filtra. Autori sa domnievajú, že k požiadavkám na kvalitu filtrátu zadaných samým Okunom (1962, s. 99) – tzn. evidenciálna kvalita odhadu a absencia (deterministického) trendu v rezíduách – je potrebné si vyžiadať, aby konštruované časové rady produkčnej medzery a medzery nezamestnanosti boli stacionárne (a teda neobsahovali ani latentný trendový stochastický komponent), hoci prípadná nestacionarita otvára priestor pre kointegračnú analýzu.

Obrázky 1 a 2 konfrontujú postupne pre každý štát V4 pre vyhladzovací parameter 1 000 a 1 600 časový priebeh odhadnutej produkčnej medzery a medzery nezamestnanosti. Je zjavné z vizuálnej komparácie obrázkov 1 a 2, že rozdiely medzi výsledkami pre vyhladzovací parameter 1 000 sú sotva opticky rozlíšiteľné od výsledkov pre vyhladzovací parameter 1 600.

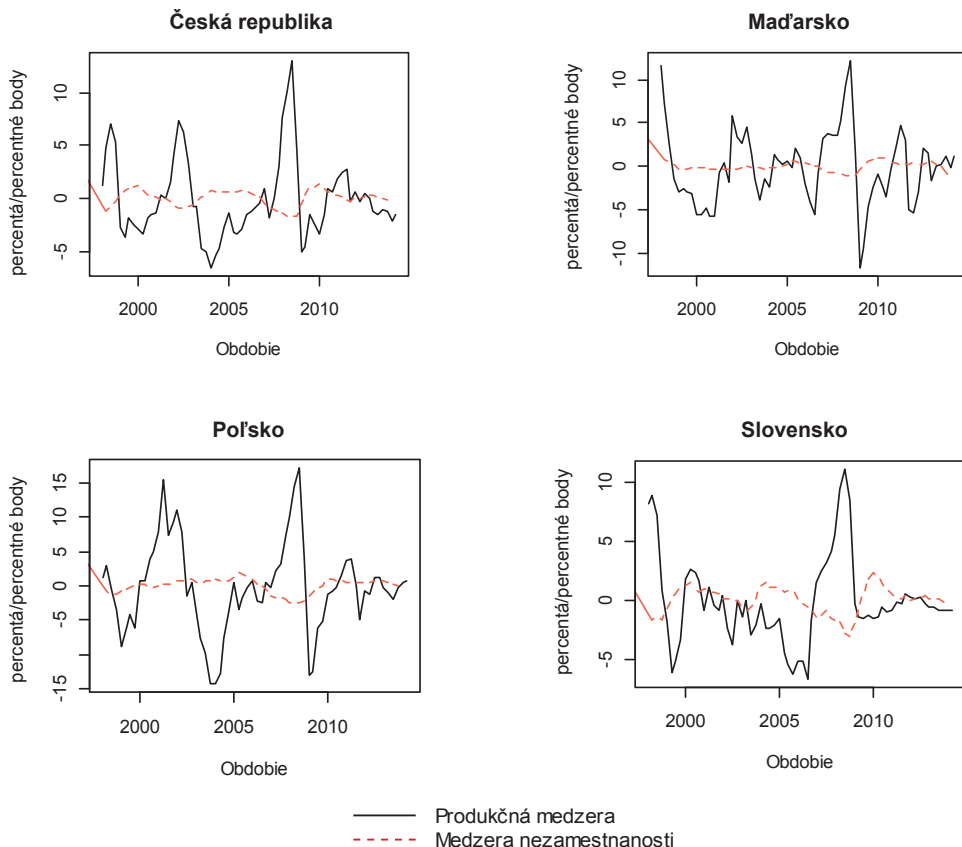
Pri porovnaní fluktuácií produktu a nezamestnanosti pre jednotlivé štáty V4 na obrázkoch 1 a 2 sa ukazuje, že fluktuácie v nezamestnanosti sú v porovnaní s fluktuáciami produktu nižšie, čo naznačuje, že nezamestnanosť síce reaguje na zmeny produktu, ale intenzita jej zmien je v porovnaní so zmenami produktu nižšia. Pre tvorcov hospodárskej politiky to môže znamenať, že prorastové politiky zamerané na stimuláciu agregátneho dopytu síce pomôžu znižovať mieru nezamestnanosti, ale nebudú ju schopné odstrániť, pretože v ekonomikách existuje určitá časť nezamestnanosti, ktorá nie je ovplyvnená cyklickým výkyvom produktu a teda bude pretrvávajúť aj v období expanzie.

Pri odhade statickej lineárnej regresie metódou najmenších štvorcov zodpovedajúcej vzťahu (1) získané rezíduá obsahujú systematický komponent a nemožno ich považovať za realizáciu bieleho šumu. Je teda nutné prejsť k dynamickej špecifikácii Okunovho vzťahu tak, ako bola opísaná v metodologickej časti state. Dynamická špecifikácia (2) vyžaduje čo najmenšie oneskorenia p a q (pričom $p \geq 0$ a $q \geq 0$) tak, aby rezíduá boli kompatibilné s požiadavkou bieleho šumu. Pri špecifikácii ARDL(p, q) modelu sa ukázalo, že dynamika produkčnej medzery samotnej nevystačovala na vysvetlenie dynamiky vývoja medzery nezamestnanosti a bolo potrebné zvoliť $p \geq 1$. Bez ohľadu na vyhladzovací parameter sa vzáčne pre každý štát V4 ukázalo, že najúspornejšia a najvýstižnejšia špecifikácia sa dosiahla pri oneskoreniach $p = 3$ a $q = 1$. Pre ARDL(3,0) bola zvolená prahová konštanta θ pre produkčnú medzeru

tak, aby zodpovedajúci NARDL(3,0) model dosahoval minimálnu reziduálnu sumu štvorcov.

Obrázok 1

Vývoj produkčnej medzery a medzery nezamestnanosti štátov V4 pri použití vyhladzovacieho parametra 1 000



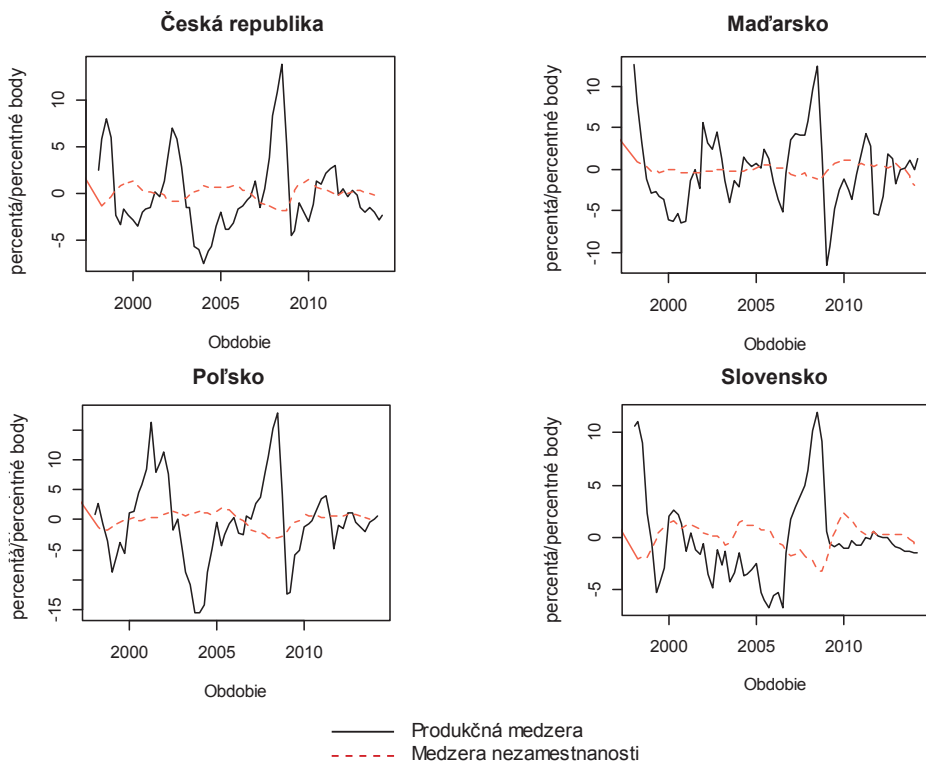
Zdroj: vlastné spracovanie na základe údajov z Eurostatu

Relevantný štatistický výstup je pre každý štát V4 a jednotlivé voľby vyhladzovacieho parametra uvedené v tabuľkách 1 a 2, v ktorých sú uvedené bodové odhady Okunových koeficientov (spočítané ako dlhodobé multiplikátory vplyvu produkčnej medzery na medzeru nezamestnanosti) a optimálne prahové konštanty. Tieto bodové odhady sú doplnené o šandardnú chybu a konfidenčný interval pri spoľahlivosti 0,95, ktoré boli získané bootstrapovou metódou opísanou v predošlom texte s 2 000 simuláciami. K odhadnutým modelom je doplnené korigované R^2 a počet pozorovaní, na ktorých bol odhad založený, resp. ten, ktorý zodpovedá podprahovej úrovni ($g_y < \theta$) a nadprahovej úrovni ($g_y > \theta$). Z hodnôt koeficientu R^2 plynie, že nie je veľký rozdiel v evidenciálnej a vysvetľovacej kvalite jednotlivých modelov ani medzi jednotlivými

štátmi V4 a ani medzi štandardným ARDL modelom a jeho nelineárnou asymetrickou formuláciou. Pripojené sú ale tiež výsledky Hansenovho bootstrapového testu nelinearity o validite ARDL(3,0) modelu (nulová hypotéza) voči NARDL(3,0) modelu so zvoleným prahom (alternatívna hypotéza). Pri jeho realizácii bolo použitých 2 000 bootstrapových simulácií.

Obrázok 2

Vývoj produkčnej medzery a medzery nezamestnanosti štátov V4 pri použití vyhladzovacieho parametra 1600



Zdroj: vlastné spracovanie na základe údajov z Eurostatu

Výsledky prezentované v tabuľkách 1 a 2 z ekonomického hľadiska nasvedčujú tomu, že (1.) zotrvačnosť medzery nezamestnanosti siaha (relevantne) do minulosti po dobu troch kvartálov a od štvrtého kvartálu do minulosti začína „zabúdanie“ a že (2.) iba aktuálna hodnota produkčnej medzery má vplyv na medzeru nezamestnanosti a minulé produkčné medzery neovplyvňujú medzery nezamestnanosti. Prahové hodnoty sú pre Poľsko a Slovensko blízke nule, avšak iba pre Slovensko bola potvrdená asymetria v platnosti Okunovho zákona. Medzera nezamestnanosti v tomto prípade reaguje odlišnejšie na zhruba kladnú produkčnú medzeru, teda keď reálny hrubý domáci produkt prevyší potenciálny produkt, a inak na zhruba zápornú

produkčnú medzeru, teda keď reálny hrubý domáci produkt poklesne pod potenciálnu úroveň. Slovo „zhruba“ poukazuje na to, že prahová hodnota $-0,003$, resp. $0,005$ je veľmi blízka nule.

Tabuľka 1

Výsledky odhadovania a Okunove koeficienty pri použití vyhladzovacieho parametra 1000

	Prah θ	Okunove koeficienty β				Korigované R^2	Počet pozorovaní	Hansenov bootstrapový test nelinearity	
		bodový odhad	štandardná chyba ^{†)}	konfidenčný interval (spoľahlivosť 0,95) ^{†)}				F štatistika	p-hodnota ^{†)}
Česká republika									
ARDL(3,0)		-0,126	0,030	-0,196	-0,076	0,908	66	0,156	0,985
NARDL(3,0) pre $g_y < \theta$	-0,016	-0,161	0,088	-0,340	0,000	0,910	22		
NARDL(3,0) pre $g_y > \theta$		-0,120	0,035	-0,196	-0,060		43		
Maďarsko									
ARDL(3,0)		-0,058	0,037	-0,139	0,005	0,814	66	2,147	0,420
NARDL(3,0) pre $g_y < \theta$	-0,050	-0,329	0,204	-0,769	0,033	0,811	8		
NARDL(3,0) pre $g_y > \theta$		-0,040	0,048	-0,144	0,051		57		
Poľsko									
ARDL(3,0)		-0,073	0,073	-0,256	0,027	0,922	66	2,553	0,385
NARDL(3,0) pre $g_y < \theta$	0,008	-0,231	0,219	-0,694	-0,012	0,921	43		
NARDL(3,0) pre $g_y > \theta$		0,074	0,139	-0,145	0,391		22		
Slovenská republika									
ARDL(3,0)		-0,202	0,072	-0,365	-0,081	0,897	66	8,777	0,007
NARDL(3,0) pre $g_y < \theta$	-0,003	0,034	0,097	-0,153	0,227	0,886	37		
NARDL(3,0) pre $g_y > \theta$		-0,344	0,084	-0,519	-0,190		28		

Poznámky: *) Získané reziduálnym bootstrapom so Shaovou korekciou pomocou 2 000 simulácií, †) Získané pomocou 2 000 simulácií.

Zdroj: vlastné spracovanie

S prihliadnutím na výsledky testovania sa pre Českú republiku zistil Okunov koeficient v hodnote cca. $-0,12$, pre Maďarsko zhruba $-0,06$ a pre Poľsko $-0,07$. Možno si ale všimnúť, že hodnoty Okunovho koeficientu v prípade Maďarska a Poľska sa veľmi nelíšia od nuly, čo plynie z preskúmania hraníc 95 %-ného konfidenčného intervalu. V prípade Slovenska závisí od aktuálnej fázy ekonomického cyklu: Ak vystupuje reálny hrubý domáci produkt nad svoj potenciál, Okunov zákon platí s hodnotou Okunovho koeficientu zhruba $-0,34$, resp. $-0,40$ (avšak medzi týmito hodnotami nie je kvalitatívne významný nesúlad). Pri poklese reálneho hrubého domáceho produktu pod potenciálnu úroveň je ale nezamestnanosť inertná, miera nezamestnanosti nereaguje vo vzťahu k svojej prirodzenej úrovni a Okunov zákon sa neprejavuje. Túto skutočnosť indukuje hodnota Okunovho koeficientu $0,034$ nachádzajúca sa takmer v strede 95%-ného

konfidenčného intervalu. Okunov koeficient v prípade zostupu ekonomiky pod svoj potenciál možno považovať za štatisticky insignifikantný. Z výsledkov je teda zrejmé, že v sledovanom období možno pre Českú republiku, Maďarsko a Poľsko skonštatovať platnosť Okunovho zákona a pre Slovensko iba v prípade kladnej produkčnej medzery. Zároveň bolo ale naplnené aj očakávanie, že medzi hodnotami Okunovho koeficientu medzi štátmi V4 nie sú výrazné rozdiely. V nadobudnutých výsledkoch sa mierne prejavila konštatácia Balla *et al.* (2013, s. 19), že v štátoch s vyššou úrovňou nezamestnanosti sa prejavuje Okunov zákon slabšie a hodnoty Okunovho koeficientu sa javia byť nižšie. Česká republika a Maďarsko sa skôr zaraďujú v rámci Európskej únie medzi krajiny s nižšou úrovňou nezamestnanosti ako Slovensko a Poľsko, ktoré „tradične“ patria ku štátom s vyššou mierou nezamestnanosti. Hodnoty odhadnutých Okunových koeficientov pre Českú republiku a Maďarsko sú veľkostne niekoľkonásobne nižšie ako hodnoty nájdené pre Poľsko a Slovensko.

Tabuľka 2

Výsledky odhadovania a Okunove koeficienty pri použití vyhladzovacieho parametra 1600

	Prah θ	Okunove koeficienty β				Korigo- vané R^2	Počet pozoro- vaní	Hansenov bootstrapový test nelinearity	
		bodový odhad	štandard- ná chyba ^{*)}	konfidenčný interval (spoľahlivosť 0,95) ^{*)}				F štatis- tika	p-hod- nota ^{†)}
Česká republika									
ARDL(3,0)	-0,038	-0,118	0,030	-0,181	-0,067	0,912	66	0,878	0,910
NARDL(3,0) pre $g_y < \theta$		0,009	0,151	-0,307	0,290	0,913	8		
NARDL(3,0) pre $g_y > \theta$		-0,128	0,031	-0,193	-0,072		57		
Maďarsko									
ARDL(3,0)	-0,053	-0,063	0,041	-0,155	0,011	0,842	66	3,201	0,440
NARDL(3,0) pre $g_y < \theta$		-0,442	0,277	-1,043	0,046	0,838	8		
NARDL(3,0) pre $g_y > \theta$		-0,038	0,056	-0,153	0,068		57		
Poľsko									
ARDL(3,0)	0,006	-0,078	0,087	-0,295	0,031	0,943	66	3,085	0,495
NARDL(3,0) pre $g_y < \theta$		-0,254	0,196	-0,686	-0,009	0,942	40		
NARDL(3,0) pre $g_y > \theta$		0,092	0,153	-0,147	0,444		25		
Slovenská republika									
ARDL(3,0)	0,005	-0,200	0,071	-0,351	-0,076	0,914	66	9,240	0,006
NARDL(3,0) pre $g_y < \theta$		0,044	0,091	-0,134	0,223	0,902	48		
NARDL(3,0) pre $g_y > \theta$		-0,403	0,091	-0,590	-0,240		17		

Poznámky: *) Získané reziduálnym bootstrapom so Shaovou korekciou pomocou 2 000 simulácií, ^{†)} Získané pomocou 2 000 simulácií.

Zdroj: vlastné spracovanie

Pri porovnaní odhadov Okunových koeficientov štátov V4 s odhadmi získanými pre USA a štáty západnej Európy (Ball *et al.*, 2013, s. 28) existujú významné rozdiely. Okunove koeficienty odhadnuté v stati pre štáty V4 poukazujú na slabšiu naviazanosť fluktuácií nezamestnanosti na fluktuácie produktu, ako je to v ekonomikách vyspelejších štátov. Toto poznanie dovoľuje skonštatovať, že trhy práce v štátoch V4 nereagujú pružne (v zmysle zmeny zamestnanosti, resp. nezamestnanosti) na zmeny produktu. Dôvodov môže byť niekoľko.

- Významný faktor, ktorý treba zobrať do úvahy, je dlhodobá nezamestnanosť. Ekonomická teória ju vníma ako nebezpečný jav, pretože indikuje v ekonomike poruchy na trhu práce, či už z mikroekonomického, alebo z makroekonomického hľadiska. Tento typ nezamestnanosti tvorí v uvažovaných štyroch štátoch V4 nezanedbateľný podiel na celkovej zamestnanosti. Podľa údajov získaných z Eurostatu v Českej republike počas sledovaného obdobia sa dlhodobá nezamestnanosť na celkovej nezamestnanosti podieľala v rozpätí od 30 % do 54 %, v Maďarsku variovala od 41 % do 50 %, v Poľsku od 30 % do 58 % a nakoniec na Slovensku dlhodobá nezamestnanosť predstavovala od 47 % do 76 % celkovej nezamestnanosti. Jedným z dôvodov tohto vysokého podielu môže byť nesúlad ponuky práce s dopytom po práci vyplývajúci zo štrukturálnych zmien v týchto ekonomikách dejúcich sa na pozadí transformačného procesu, ktoré sa prejavili v štrukturálnom posune smerom k ekonomike s vyšším podielom služieb a nežiaduco v zaostávaní tempa vedecko-technického pokroku. Javí sa ako veľmi pravdepodobné, že práve tieto zmeny sú príčinou vysokého podielu dlhodobej miery nezamestnanosti v skúmaných krajinách, a preto krátkodobé fluktuácie v produkte vyvolané zmenami agregátneho dopytu neovplyvňujú významne celkovú zmenu nezamestnanosti, čo rezultuje v nízke hodnoty odhadov Okunovho koeficientu. Vysoký podiel dlhodobej nezamestnanosti teda pôsobí kontracyklicky a znižuje intenzitu oscilácií nezamestnanosti indukovanú za normálnych podmienok ekonomického cyklu.
- Ďalším činiteľom je pomerne často zdôrazňovaná skutočnosť, že v centrálne plánovaných ekonomikách bolo právo na prácu (a povinnosť pracovať), v dôsledku čoho nedobrovoľná nezamestnanosť sa ako fenomén začala naplno prejavovať v skúmaných krajinách až počas transformačného procesu, ktorý presahoval do skúmaného obdobia. Je logické, že nezamestnanosť bude za takýchto podmienok reagovať úplne odlišne na rovnaké zmeny v produkte ako v ekonomikách, ktoré sú problémom nezamestnanosti presiaknuté už viac ako 70 rokov, a kde je prepracovaný systém podpôr v nezamestnanosti, silné odborové hnutie a v ktorých sa mzdové sadzby po mnoho desaťročí stanovovali úplne odlišným spôsobom.

Okrem vyššie uvedených štrukturálnych dôvodov miera nezamestnanosti nemusí reagovať na cyklické výkyvy produktu intenzívne aj v osobitnom prípade, keď podniky síce upravujú dopyt po práci v závislosti od fázy ekonomického cyklu, ten sa ale neprejavuje v zmene evidovaných nezamestnaných. V obdobiach recesie môžu zamestnanci odpracovať pre zamestnávateľa menší počet hodín v rámci zníženého pracovného úväzku, kým v čase expanzie je to naopak.

Asymetria v Okunovom zákone nájdená v skúmanom období pre Slovenskú republiku je okrem iného v súlade s hypotézou hromadenia pracovných síl, podľa ktorej objem najímanej práce zostáva relatívne konštantný pri dočasnom (teda cyklickom) znížení výstupu ekonomiky s neutrálnym efektom na mieru nezamestnanosti (na rozdiel od situácie, ak dôjde k cyklickému nárastu výstupu ekonomiky nad potenciálnu úroveň, čo spôsobí v zmysle Okunovho zákona cyklické zníženie nezamestnanosti). V zmysle tejto hypotézy práca nie je plne variabilný výrobný faktor (v dôsledku napr. kontraktuálnych záväzkov alebo ekonomickej kalkulácie budúcich nákladov spojených so zamestnávaním a vzdelávaním zamestnancov pri prechode do konjunktúrneho štádia) a podniky majú tendenciu v prípade dočasného zhoršenia ekonomickej situácie neponechávať si zamestnanú pracovnú silu. Stručný prehľad tejto problematiky možno nájsť u Faya a Medoffa (1985, s. 638). Absentujúca reakcia nezamestnanosti na cyklický pokles slovenskej ekonomiky rámcovo vyplýva z ďalších dvoch osobitných faktorov. Po prvé, už bolo konštatované vysoké zastúpenie dlhodobej nezamestnanosti na celkovej nezamestnanosti, v čom osobitne Slovensko predstihovalo ostatné krajiny Európskej únie v sledovanom období (pozri Hvozdíková, 2011, s. 84). Následkom tejto skutočnosti nezamestnanosť reagovala menej senzitívne na cyklické kolísanie ekonomiky, a to aj s ohľadom na to, že dlhodobú nezamestnanosť tvorili predovšetkým marginálne skupiny. V rokoch 2004 a 2005 miera nezamestnanosti v skupine osôb s najvyšším dosiahnutým základným vzdelaním dokonca presiahla 50 % celkovej nezamestnanosti a akoby prestala byť citlivá na nepriaznivý vývoj v ekonomike (Hvozdíková, 2011, s. 83). Po druhé, na Slovensku počas sledovaného obdobia narástol podiel samozamestnávania na celkovej nezamestnanosti, čo bolo stimulované aj aktívnou politikou na trhu práce alebo snahou podnikov optimalizovať svoje odvodové povinnosti (Morvay, 2011).

Záver

Cieľom tejto state bolo posúdiť platnosť Okunovho zákona pre ekonomiky štyroch štátov V4, Českej republiky, Maďarska, Poľska a Slovenska, zohľadniac aj možné inherentné nelinearity či asymetrie v jeho formulácii. Vyšlo sa pritom z tzv. gap verzie Okunovho zákona, ktorá zavádza súvislosť medzi medzerou výstupu a medzerou nezamestnanosti a je všeobecnejšia ako tzv. diferenčná verzia. Pri empirickej kvantifikácii vzťahu medzi cyklickým vývojom výstupu a nezamestnanosti sa použili dáta kvartálnej frekvencie za obdobie posledných 17 rokov od roku 1998 do roku 2014 a pri konštrukcii medzier výstupu a nezamestnanosti poslužil variantne HP filter na odhadnutie potenciálneho produktu, resp. prirodzenej miery nezamestnanosti. S týmto prístupom k odhadovaniu sa viaže implicitný predpoklad, že potenciálny produkt či prirodzená miera nezamestnanosti sa pohybujú v zhode so svojou dlhodobou úrovňou. Oscilácie medzi vývojom produkčnej medzery a medzerou nezamestnanosti boli reprezentované ARDL modelom a Okunov koeficient sa sformuloval ako dlhodobý multiplikátor reakcie miery nezamestnanosti na mieru produktu. Konvenčný ARDL

model bol s ambíciou vystihnúť možnú nelinearitu a asymetrickú reakciu nezamestnanosti na fázu ekonomického cyklu zovšeobecnený na asymetrický nelineárny ARDL model, NARDL, ktorého aplikácia dovoľuje využiť teóriu vyvinutú pre konvenčný ARDL model.

Z výsledkov je zrejmé, že pre Českú republiku, Maďarsko, ako aj Poľsko možno skonštatovať platnosť Okunovho zákona počas sledovaného obdobia, hoci v slabšej intenzite ako v prípade vyspelejších ekonomík. Hodnota Okunovho koeficientu bola pre Českú republiku odhadnutá na ca $-0,12$, pre Maďarsko ca $-0,06$ a pre Poľsko približne $-0,07$. Relatívne nízke hodnoty Okunovho koeficientu odkazujú na slabšiu naviazanosť fluktuácií nezamestnanosti na fluktuácie produktu v skúmaných štátoch. Pre Slovensko možno platnosť Okunovho zákona skonštatovať len v prípade, keď nastáva kladná produkčná medzera a skutočný produkt vystupuje konjunkturálne nad svoju prirodzenú úroveň. V takomto prípade sa zistil Okunov koeficient v hodnote $-0,34$. Pri zostupe produktu pod potenciálnu úroveň sa ale Okunov zákon neprejavuje, čo je indikované štatisticky nevýznamnou hodnotou Okunovho koeficientu. Asymetrická reakcia nezamestnanosti na štádium cyklického kolísania výstupu ekonomiky je v zhode s hypotézou hromadenia práce, podľa ktorej zamestnanosť (a následne aj miera nezamestnanosti) zostáva tendenčne na stabilnej úrovni v prípade ekonomického poklesu, a vyplýva tiež zo špecifických vlastností slovenského trhu práce pôsobiach na nižšiu senzitivitu nezamestnanosti na cyklický pokles výstupu.

Literatúra

- ATTFIELD, C. L. F.; SILVERSTONE, B. 1998. Okun's Law, Cointegration and Gap Variables. *Journal of Macroeconomics*. 1998, Vol. 20, No. 3, pp. 625–637.
- BALCILAR, M. 2007. *mFilter: miscellaneous time series filters*. [online]. Dokumentácia k balíku dynlm v programe R. Verzia 0.1-3 z 06–11–2007. [cit. 06–01–2015]. Dostupné na: <http://cran.r-project.org/web/packages/mFilter/index.html>.
- BALL, L.; LEIGH, D.; LOUNGANI, P. 2013. Okun's Law: Fit at 50? [IMF Working Paper WP/13/10], Washington: IMF, 2013. Dostupné na: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp1310.pdf>.
- BLANCHARD, O. J.; SUMMERS, L. H. 1986. Hysteresis and the European Unemployment Problem. [NBER Working Paper No. 1950] Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research, 1986, Vol. 1. Dostupné na: <http://www.nber.org/papers/w1950.pdf>. doi: 10.2307/3585159.
- CEVIK, E. I.; DIBOGLU, S.; BARIŞIK, S. 2013. Asymmetry in the Unemployment-Output Relationship Over the Business Cycle: Evidence from Transition Economies. *Comparative Economic Studies*. 2013, Vol. 55, No. 4, pp. 557–581. doi: 10.1057/ces.2013.7.
- ČADIL, J. et al. 2011. Odhad nákladů nezaměstnanosti z pohledu veřejných rozpočtů. *Politická ekonomie*. 2011, Vol. 59, No. 5, pp. 618–637.
- DURECH, R. et al. 2014. Regional evidence on Okun's Law in Czech Republic and Slovakia. *Economic Modelling*. 2014, Vol. 42, pp. 57–65.
- EFRON, B.; TIBSHIRANI, R. 1986. Bootstrap Methods for Standard Errors, Confidence Intervals and Other Measures of Statistical Accuracy. *Statistical Science*. 1986, Vol. 1, No. 1, pp. 54–75.
- FAY, J. A.; MEDOFF, J. L. 1985. Labor and Output Over the Business Cycle: Some Direct Evidence. *The American Economic Review*. 1985, Vol. 75, No. 4, pp. 638–655.
- GORDON, R. J. 2010. Revisiting and Rethinking the Business Cycle: Okun's Law and Productivity Innovations. *The American Economic Review*. 2010, Vol. 100, No. 5, pp. 11–16.

- GRANGER, C. W. J.; TERÄSVIRTA, T. 1993. *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. New York: Oxford University Press, 1993. ISBN 978-0-19-877320-X.
- GREENE, W. 2002. *Econometric analysis*. 5. vyd. Upper Saddle River (NJ): Prentice Hall, 2002. ISBN 978-0130661890.
- GREENWOOD-NIMMO, M. J.; SHIN, Y.; VAN TREECK, T. 2011. The Asymmetric ARDL Model with Multiple Unknown Threshold Decompositions: an Application to the Phillips Curve in Canada [Mimeo Working Paper Series]. Leeds (UK): The Leeds University Business School, 2011. Dostupné na: http://www.greenwoodeconomics.com/%28MG2%29IMK_multi.pdf.
- HANSEN, B. E. 1997. Inference in TAR Models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. 1997, Vol. 2, No. 1, pp. 1–16. doi: 10.2202/1558-3708.1024.
- HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. 1997. Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*. 1997, Vol. 29, No. 1, pp. 1–16. doi: 10.2307/2953682.
- HVOZDÍKOVÁ, V. 2011. Vplyv hospodárskej krízy na charakteristiky a štruktúru pracovnej sily v SR. In KOŠTA, J. (ed.). *Trh práce v Slovenskej republike po jej vstupe do európskej menovej únie*. Bratislava: Ekonomický ústav Slovenskej akadémie vied, 2011, pp. 77–88. ISBN 978-80-7144-188-5.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. 2010. World Economic Outlook: Rebalancing Growth. [An April 2010 Survey] Washington DC: International Monetary Fund, 2010. Dostupné na: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2010/01/pdf/text.pdf>.
- IZYUMOV, A.; VAHALY, J. 2002. The Unemployment-Output Tradeoff in Transition Economies: Does Okun's Law Apply? *Economics of Planning*. 2002, Vol. 35, No. 4, pp. 317–331.
- JAŠOVÁ, E.; KADERÁBKOVÁ, B. 2013. Využití odhadu NAIRU a ekonomického cyklu k analýze nestabilných období na trhu práce zemí V4. *Sociálno-ekonomická revue*. 2013, Vol. 11, No. 1, pp. 36–56.
- KADERÁBKOVÁ, B.; JAŠOVÁ, E. 2011. Analýza ukazatele NAIRU na sektorové úrovni. *Politická ekonomie*. 2011, Vol. 59., No. 4., pp. 508–525.
- LEE, J. 2000. The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries. *Journal of Macroeconomics*. 2000, Vol. 22, No. 2, pp. 331–356.
- PLAŠIL et al. 2011. Potenciální produkt, mezera výstupu a míra nejistoty spojená s jejich určením při použití Hodrick-Prescottova filtru. *Politická ekonomie*. 2011, Vol. 59, No. 4, pp. 490–507.
- MLYNAROVÍČ, V.; MIŤKOVÁ, V. 2010. *Makroekonomická analýza*. Bratislava: Iura Edition, 2010. ISBN 978-80-8078-321-1.
- MORVAY, K. 2010. Vplyv ekonomickej recesie na štruktúrne zmeny zamestnanosti na Slovensku. *Ekonomický časopis*. 2010, Vol. 58, No. 2, pp. 144–155.
- OKUN, A. M. 1962. Potential GNP, Its Measurement and Significance. *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*. 1962, pp. 98–104.
- PEDERSEN, T. M. 2001. The Hodrick-Prescott Filter, the Slutsky Effect and the Distortionary Effect of Filters. *Journal of Economic Dynamics & Control*. 2001, Vol. 25, No. 8, pp. 1081–1101. doi: 10.1016/S0165-1889(99)00059-7.
- PIERDZIOCH, C.; RÜLKE, J.-C.; STADTMANN, G. 2011. Do Professional Economists' Forecasts Reflect Okun's Law? Some Evidence for the G7 Countries. *Applied Economics*. 2011, Vol. 43, pp. 1466–1483.
- R CORE TEAM. 2014. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Viedeň: R Foundation for Statistical Computing, 2012. Dostupné na: <http://www.R-project.org>. ISBN 3-900051-07-0.
- RÜLKE, J.-C. 2012. Do Professional Forecasters Apply the Phillips Curve and Okun's Law? Evidence from Six Asian-Pacific Countries. *Japan and the World Economy*. 2012, Vol. 24, No. 4, pp. 317–324.

- SCHORDERET, Y. 2001. Revisiting Okun's Law: an Hysteretic Perspective. [Discussion Paper 2001-13] San Diego (CA): University of California, 2001. Dostupné na: <http://www.escholarship.org/uc/item/2fb7n2wd.pdf>.
- SEPTON, P. S. 2009. Persistence in U.S. State Unemployment Rates. *Southern Economic Journal*. 2009, Vol. 76, No. 2, pp. 458–466. doi: 10.4284/sej.2009.76.2.458.
- SHAO, J. 1996. Bootstrap Model Selection. *Journal of the American Statistical Association*. 1996, Vol. 91, No. 434, pp. 655–665. doi: 10.1080/01621459.1996.10476934.
- SHIN, Y.; YU, B.; GREENWOOD-NIMMO, M. J. 2013. Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In SICKLES, R.; HORRACE, W. (eds.). *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. New York: Springer, 2013, pp. 281–314. ISBN 978-1-4899-8007-6. doi: 10.1007/978-1-4899-8008-3_9.
- TSAY, R. S. 1989. Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes. *Journal of the American Statistical Association*. 1989, Vol. 84, No. 405, pp. 231–240. doi: 10.1080/01621459.1989.10478760.
- VIRÉN, M. 2001. The Okun Curve Is Non-Linear. *Economics Letters*. 2001, Vol. 70, No. 2, pp. 253–257. doi: 10.1016/S0165-1765(00)00370-0.
- ZEILEIS, A. 2014. *dynlm: dynamic linear regression*. [online]. Dokumentácia k balíku dynlm v programe R. Verzia 0.3-3 z 01-02-2014. [cit. 06-01-2015]. Dostupné na: <http://cran.r-project.org/web/packages/dynlm/index.html>.
- ZIMKOVÁ, E.; BAROCHOVSKÝ, J. 2007. Odhad potenciálneho produktu a produkčnej medzery v slovenských podmienkach. *Politická ekonomie*. 2007, Vol. 55, No. 4, pp. 473–489.

(A)SYMMETRY IN OKUN'S LAW IN THE VISEGRAD GROUP COUNTRIES

Martin Boďa, Petra Medveďová, Mariana Považanová, Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici, Ekonomická fakulta, Tajovského 10, SK – 975 90 Banská Bystrica (martin.boda@umb.sk, petra.medvedova@umb.sk, mariana.povazanova@umb.sk)

Abstract

Having regard to the importance of the compensation effect between output and unemployment known as Okun's law for both contemporary economic theory and for practical economic policy, the intent of the paper is to examine the empirical validity of Okun's law for the four Visegrad Group countries with consideration given to possible asymmetry. Using the quarterly data for the period from Q1/1998 and Q2/2014 and its gap version, Okun's law is verified for each investigated country and some specifics of labour markets are highlighted so as to explain the magnitude of the estimated Okun's coefficients. The contribution of the paper is two-fold. First, this empirical relationship is confirmed in validity with attention directed to the foursome of countries. Second, the analysis utilizes the non-linear ARDL model proposed in the paper to accommodate possible nonlinearity and asymmetry in Okun's law. Asymmetry is found and economically reasoned by the specifics of the labour market only for Slovakia since there appears to be a different reaction of the unemployment gap to positive output gap and to negative one.

Keywords

Okun's law, gap version, ARDL model, asymmetric non-linear ARDL model, V4 countries

JEL Classification

C22, E24, E32