

# Odhad Okunova zákona ekonomiky Slovinska

A. Cihlář, H. Drdlová, K. Foltýnová, N. Gregušková, A. Ténai<sup>1</sup>

16. dubna 2021

**Abstrakt:** Již název práce vypovídá o našem zkoumaném tématu, a tím je odhad Okunova koeficientu na slovinské ekonomice od 2. čtvrtletí roku 1996 do 3. čtvrtletí roku 2020. Nejprve se zabýváme modelováním statické verze Okunova zákona, následně uvažujeme strukturální zlom u HDP a dále i u HDP a míry nezaměstnanosti zároveň, který nám jako nejpravděpodobnější určil Chowův test. Dále modelujeme dynamickou verzi Okunova zákona závislou na zpožděných veličinách, které jsme dle informačních kritérií stanovili na 1. řád zpoždění. V posledním kroku jsme spočítali směrodatné odchylky odhadů dlouhodobých Okunových koeficientů a jejich 95% intervaly spolehlivosti, a to za pomoci simulační a Delta metody.

**Klíčová slova:** Okunův zákon, HDP, Nezaměstnanost, Strukturální zlom

**JEL klasifikace:** E24, E32

## 1 Úvod

V práci vycházíme z článku Christiana E. Webera z roku 1995, který nese název *Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's Coefficient: A New approach*. Náplní článku je odhad Okunova koeficientu pomocí různých metod a analýza negativního vztahu mezi cyklickým vývojem produktu a cyklickou mírou nezaměstnanosti v poválečném období v USA.

Hlavním cílem práce bude replikace vybraných postupů se záměrem odhadnout Okunův vztah na ekonomice Slovinska. Z časových řad míry nezaměstnanosti a reálného HDP nejprve získáme jejich cyklické složky. Dále se budeme věnovat odhadu statické verze modelu a Okunova koeficientu. Dynamická verze Okunova zákona nám umožní odhadnout i hodnotu dlouhodobého Okunova koeficientu. S využitím Chowova testu budeme odhadovat nejpravděpodobnější období strukturálního zlomu v rámci odhadů. Na závěr spočítáme směrodatné odchylky dlouhodobých Okunových koeficientů.

---

<sup>1</sup>Masarykova univerzita, Ekonomicko-správní fakulta, obor: Matematické a statistické metody v ekonomii, 468087@mail.muni.cz, 474565@mail.muni.cz, 460912@mail.muni.cz, 455654@mail.muni.cz, 445266@mail.muni.cz

## 2 Ekonomický model

Okunův zákon je empirický vztah mezi cyklickými vývoji HDP a nezaměstnaností, který odhalil Arthur Okun v roce 1962. Zákon říká, že pokud reálný HDP klesne o 2 % vzhledem k potenciálnímu HDP, míra nezaměstnanosti se změní asi o jeden procentní bod. V některých zdrojích se uvádí, že tento vztah pro americkou ekonomiku platí v poměru 1:3 (pokles nezaměstnanosti o 1 % znamená růst HNP o 3 %) za předpokladu, že míra nezaměstnanosti se pohybuje mezi 3 % a 7,5 %.

Nejčastěji jsou využívány dvě verze modelové specifikace, a to první difference nebo mezera výstupu a nezaměstnanosti. Oproti prvním diferencím, které jsou snadno přístupné, je v případě mezery HDP a nezaměstnanosti nutný odhad potenciálních hodnot - potenciální výstup a přirozená míra nezaměstnanosti. Přístup ke zkoumání souvislosti mezi proměnnými je v případě mezer všeobecnější. Přístup skrz první difference předpokládá, že v průběhu času je přirozená míra nezaměstnanosti konstantní a výstup se mění konstantní rychlostí (Boďa, Medveďová, Považanová, 2015). Tyto předpoklady jsou však velice omezující, mezerová verze vypadá následovně:

$$\frac{Y - Y^*}{Y^*} = -c(u - u^*), \quad (2.1)$$

kde  $Y$  je výstup a  $u$  míra nezaměstnanosti,  $Y^*$  a  $u^*$  představují potenciální výstup a přirozenou míru nezaměstnanosti,  $c$  je koeficient lineární závislosti, který je aproximativně rovný 2. Rozdílem skutečného a potenciálního HDP dostaneme zmíněnou mezeru výstupu a rozdílem skutečné a přirozené míry nezaměstnanosti dostaneme mezeru nezaměstnanosti.

Okunův koeficient je tedy definován jako procentuální zvýšení, o které se změní produkt, když míra nezaměstnanosti klesne o 1 %. Vztahům pro jeho výpočet se budeme podrobněji věnovat v následující kapitole.

## 3 Ekonometrický model

Základní ekonometrické rovnice vychází z článku Webra (1995). První ekonometrický model popisuje vztah mezi skutečným ( $y_t$ ) a potenciálním ( $y_t^n$ ) HDP, ze kterého získáváme mezeru výstupu  $y_t^c$ :

$$y_t^c = y_t - y_t^n. \quad (3.1)$$

Podoba vztahu pro nezaměstnanost je analogická:

$$U_t^c = U_t - U^n, \quad (3.2)$$

kde  $U_t^c$  je cyklická míra nezaměstnanosti dána rozdílem pozorované ( $U_t$ ) a přirozené míry nezaměstnanosti ( $U^n$ ).

Z cyklických veličin dostaneme vztah pro statickou verzi Okunova zákona:

$$U_t^c = \alpha \cdot y_t^c \quad \alpha < 0, \quad (3.3)$$

kde  $\alpha$  představuje Okunův koeficient, který očekáváme záporný.

Následně je nutné do modelů zahrnout proměnnou, která bude reflektovat možné strukturální zlomy v ekonomice v průběhu sledovaného období. Dynamická verze rovnic pro mezeru výstupu a cyklickou míru nezaměstnanosti je dána následovně:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 D_t + \varepsilon_{1t} \quad (3.4)$$

$$U_t = \gamma_0 + \gamma_1 D_t + \varepsilon_{2t}, \quad (3.5)$$

kde umělá proměnná  $D$  zachytává změny trendu ve vývoji pozorovaných veličin, přičemž v období před zlomem je  $D = 0$ , jinak 1. Stacionární náhodné složky modelu jsou  $\varepsilon_{1t}$  a  $\varepsilon_{2t}$ ,  $t$  udává časový trend umožňující změnu sklonu ve vývoji HDP, a to v období strukturálního zlomu. V rámci vývoje časové řady míry nezaměstnanosti neuvažujeme o změně sklonu, nýbrž se jedná o rovnoběžný posun z úrovně  $\gamma_0$  na úroveň  $\gamma_0 + \gamma_1$ . Cyklické složky míry nezaměstnanosti a reálného výstupu získáme jako rezidua odhadu modelů 3.4 a 3.5.

Dále pokračujeme odhadem dynamické verze Okunova vztahu. Oproti statické verzi 3.3 lze dlouhodobý Okunův koeficient odhadnout dle Gordona (1984). Nejdříve je proveden odhad autoregresního modelu rozložených zpoždění pro míru nezaměstnanosti:

$$U_t^c = \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \cdot U_{t-i}^c + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} \cdot y_{t-i}^c + \varepsilon_{3t}. \quad (3.6)$$

Zatímco statická verze modelu 3.3 ignoruje krátkodobou i dlouhodobou dynamiku, modelová rovnice 3.6 odhaduje dynamický krátkodobý vztah v rámci roku ( $k = 4$ ), nebo méně. Vhodný počet zpoždění bude posuzován na základě informačních kritérií.

Nechť  $d_{1i}$  a  $d_{2i}$  jsou odhady  $\delta_{1i}$  a  $\delta_{2i}$  z rovnice 3.6. Poté  $a^{LR}$  je koeficient dlouhodobého dopadu mezery výstupu  $y_t^c$  na mezeru nezaměstnanosti  $U_t^c$ :

$$a^{LR} = \frac{\sum_{i=1}^k d_{2i}}{1 - \sum_{i=1}^k d_{1i}} \quad (3.7)$$

Následně uvážíme možnost strukturální změny v Okunově koeficientu. Nejdříve je pro statický odhad přidána dummy proměnná  $D$  do modelové specifikace 3.3:

$$U_t^c = \alpha_1 \cdot y_t^c + \alpha_2 \cdot D_t \cdot y_t^c + \varepsilon_{1t}, \quad \alpha_1, \alpha_2 < 0. \quad (3.8)$$

Z rovnice 3.8 vyplývá, že hodnota Okunova koeficientu před zlomem je  $\alpha_1$  a po zlomu je dána součtem  $\alpha_1 + \alpha_2$ .


Pro odhad dynamické verze je přidána dummy proměnná  $D$  do modelové specifikace 3.6:

$$U_t^c = \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \cdot U_{t-i}^c + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} \cdot y_{t-i}^c + \sum_{i=1}^k \delta_{11i} \cdot D_t \cdot U_{t-i}^c + \sum_{i=1}^k \delta_{21i} \cdot D_t \cdot y_{t-i}^c + \varepsilon_{3t}. \quad (3.9)$$

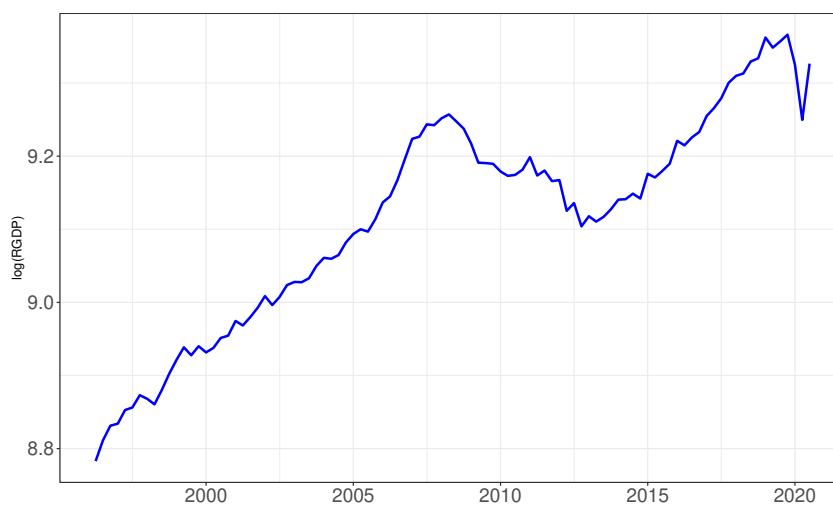
Následně dlouhodobé Okunovy koeficienty před zlomem 3.10 a po zlomu 3.11 jsou ve tvaru:

$$a_{before}^{LR} = \frac{\sum_{i=1}^k d_{2i}}{1 - \sum_{i=1}^k d_{1i}} \quad (3.10) \quad a_{after}^{LR} = \frac{\sum_{i=1}^k (d_{2i} + d_{21i})}{1 - \sum_{i=1}^k (d_{1i} + d_{11i})}. \quad (3.11)$$

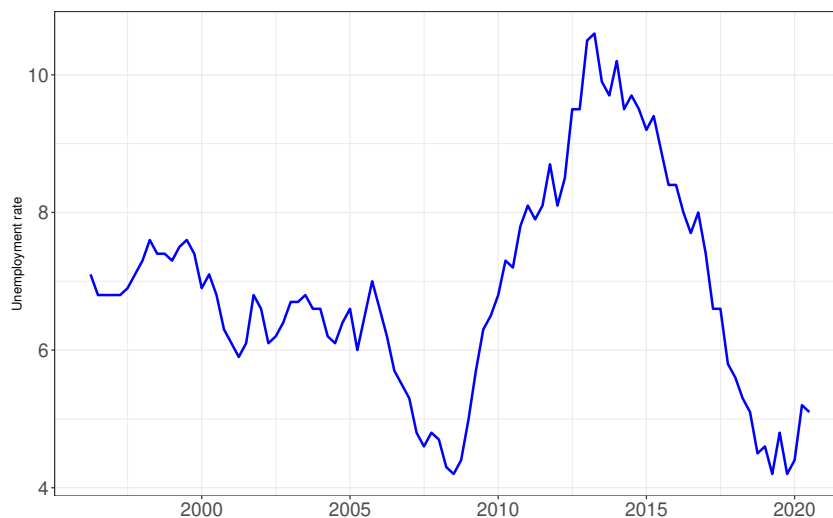
## 4 Data

Pro vypracování zadaného úkolu byly z databáze Eurostat vybrány časové řady míry nezaměstnanosti a reálného HDP ekonomiky Slovinska. Jedná se o sezonně očištěné datové vzorky čtvrtletní frekvence od 2. čtvrtletí 1996 do 3. čtvrtletí 2020. Pro vypracování dané problematiky byl sestaven skript v , který je přílohou této práce.

Časová řada reálného HDP byla nejdříve logaritmována, tato úprava nám umožní uvažovat v procentním tempu růstu oproti absolutnímu vyjádření. Jak už bylo dříve zmíněno, přirozenou míru nezaměstnanosti a potenciální hodnotu reálného produktu, tedy velikost HDP při plné zaměstnanosti, neznáme. Bude tedy nutné použít vhodnou dekompozici trendu.



Obrázek 1: Logaritmus reálného HDP Slovinska v rámci období Q2 1996 – Q3 2020



Obrázek 2: Vývoj míry nezaměstnanosti Slovinska v rámci období Q2 1996 – Q3 2020

## 5 Empirické výsledky

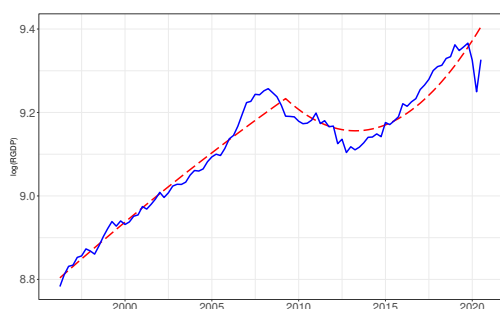
Na obrázcích 1 a 2 můžeme vidět původní časové řady logaritmu HDP a míry nezaměstnanosti Slovinska. U HDP na základě grafu i dle ekonomické situace související s globální krizí očekáváme, že strukturální zlom nastane v roce 2008. Následně pozorujeme, jak se ekonomika zotavuje, druhý šok bychom očekávali v roce 2013. V případě míry nezaměstnanosti se šoky objeví se zpožděním. První zlom by mohl nastat na přelomu roků 2008 a 2009 jako výsledek ztráty zaměstnání části populace. V roce 2013 bychom očekávali druhý strukturální šok. Formálně přítomnost strukturálních zlomů otestujeme.

Pro získání cyklických složek časových řad je žádoucí použít vhodnou metodu dekompozice, abychom abstrahovali jednotlivé složky řady. Na základě grafického znázornění na obrázku 1 časové řady logaritmu HDP se nabízí testovat přítomnost deterministického trendu se strukturálním zlomem na základě modelové specifikace 3.4. Pro vývoj řady jsme uvažovali polynom stupně 1 a 2. Data generujícímu procesu lépe odpovídalo proložení kvadratickým polynomem. Hodnoty cyklické míry nezaměstnanosti jsme získali proložení konstantou se strukturálním zlomem na základě regrese 3.5. Na vybrané datové řady jsme aplikovali Chowův test strukturálního zlomu, a to ve všech obdobích, které připadají v úvahu. Neuvažovali jsme nad 10 % vzorku z počátku a konci datové sady. Na základě hodnot F-statistiky je vybrán nejpravděpodobnější strukturální zlom pro časovou řadu logaritmu reálného HDP a míry nezaměstnanosti, identifikované možné zlomy jsou uvedeny v tabulce 1.

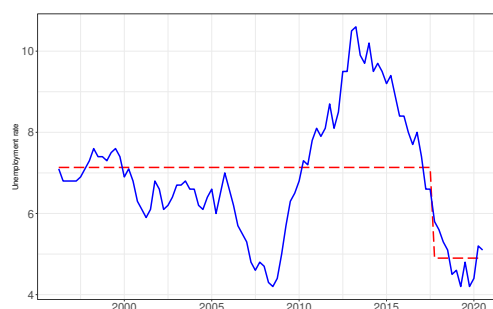
	Identifikované období
Log HDP se stupněm polynomu 1	1. čtvrtletí 2007
Log HDP se stupněm polynomu 2	3. čtvrtletí 2009
Míra nezaměstnanosti	4. čtvrtletí 2017

Tabulka 1: Identifikované strukturální zlomy

Na obrázcích 3 a 4 můžeme opět vidět vykreslené časové řady logaritmu HDP a míry nezaměstnanosti, tentokrát s přidáním trendu. V případě logaritmu reálného HDP na obrázku 3 se sklon trendu v oblasti strukturálního zlomu mění, zatímco období před zlomem je proloženo úsečkou, období po zlomu prokládá parabola, viz rovnice 3.4. U časové řady míry nezaměstnanosti na obrázku 4 neuvažujeme změnu sklonu, dochází k rovnoběžnému posunu v souladu s rovnicí 3.5.

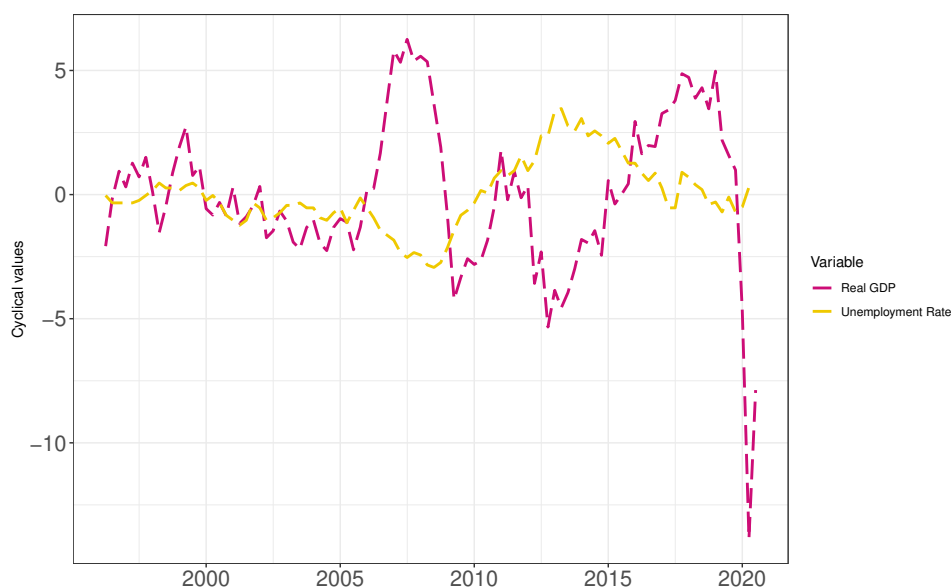


Obrázek 3: Logaritmus reálného HDP a trend



Obrázek 4: Reálná míra nezaměstnanosti

Na obrázku 5 jsou vyobrazeny časové řady cyklických složek - mezera nezaměstnanosti a mezera reálného výstupu.



Obrázek 5: Cyklické hodnoty reálného HDP a nezaměstnanosti

## 5.1 Statická verze Okunova zákona

Na řadách mezery nezaměstnanosti a mezery reálného výstupu byl odhadnut Okunův vztah ve své základní statické verzi dle modelové specifikace 3.3. Hodnotu Okunova koeficientu jsme očekávali zápornou, což pozorujeme.

$$\text{Model: } U_t^c \sim \alpha \cdot y_t^c$$

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(>  t )	
$\alpha$	-0,1654	0,0419	-3,942	0,0002	***
Signif. codes: 0 '***' 0,001 '**' 0,01 '*' 0,05 '.' 0,1 ' ' 1					
Residual standard error: 1,279 on 97 degrees of freedom					
Multiple R-squared: 0,1381, Adjusted R-squared: 0,1292					
F-statistic: 15,54 on 1 and 97 DF, p-value: 0,0002					

Tabulka 2: Statická verze Okunova zákona dle specifikace 3.3

Pokračovali jsme testováním přítomnosti strukturálního zlomu ve změně parametru  $\alpha$  pomocí Chowova testu, nejvyšší hodnotu F-statistiky jsme dostali v 1. čtvrtletí 2015. V tabulce 3 vidíme výstupy odhadu modelu statické verze Okunova zákona po použití klasického Chowova testu dle rovnice 3.8. Hodnotu Okunova koeficientu před zlomem představuje  $\alpha_1$ , po zlomu je Okunův koeficient roven součtu koeficientů  $\alpha_1$  a  $\alpha_2$ . Zatímco na období před zlomem pozorujeme významný vliv Okunova koeficientu, v období po zlomu je přibližně roven 0 ( $\alpha = 0,0074$ ).

S hodnotou směrodatné chyby odhadu parametru po zlomu 0,0494 nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu o nulovosti parametru, Okunův koeficient po strukturálním zlomu je tedy statisticky nevýznamný. Příčinou bude zřejmě značná změna přirozené nezaměstnanosti v roce 2017, která posunula cyklické hodnoty nezaměstnanosti blízko nule (viz Obrázek 4).

*Model:  $U_t^c \sim \alpha_1 \cdot y_t^c + \alpha_2 \cdot D_t \cdot y_t^c$*

	<b>Estimate</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-value</b>	<b>Pr(&gt;  t )</b>
$\alpha_1$	-0,3405	0,0533	-6,3850	$6,10 \cdot 10^{-9}$ ***
$\alpha_2$	0,3564	0,0761	4,6850	$9,22 \cdot 10^{-6}$ ***

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0,001 '\*\*' 0,01 '\*' 0,05 '.' 0,1 ' ' 1

*Residual standard error: 1,16 on 96 degrees of freedom*

*Multiple R-squared: 0,2985, Adjusted R-squared: 0,2839*

*F-statistic: 20,42 on 2 and 96 DF, p-value:  $4,069 \cdot 10^{-8}$*

Tabulka 3: Odhad statické verze modelu po použití klasického Chowova testu

Následně jsme provedli odhad statické verze modelu po použití předpovědního Chowova testu. Konstrukce testu se oproti klasickému Chowově testu v mnoha ohledech liší, nejprve jsme provedli odhad omezeného modelu na celém vzorku a poté pouze na období před zlomem. Hodnoty F-statistik nyní nebyly porovnatelné, neboť se lišily v počtu stupňů volnosti, porovnali jsme tedy až výsledné p-hodnoty. Předpovědní Chowův test zkoumá, zda odhad parametru na období před zlomem dobře předpovídá odhad parametru na celém období. Nejpravděpodobnější strukturální zlom byl určen v odlišném období než v případě klasického Chowova testu, bylo identifikováno 1. čtvrtletí roku 2006.

Hodnota Okunova koeficientu je v období před zlomem kladná, což je v rozporu s očekáváním a běžnými odhady Okunova zákona. Navíc bychom na hladině 5 % nezamítli nulovou hypotézu  $H_0 : \alpha_1 = 0$  vzhledem k alternativě  $H_1 : \alpha_1 \neq 0$ , což hovoří o statisticky nevýznamném parametru. Po strukturálním zlomu pozorujeme jeho hodnotu přibližně -0,2 se směrodatnou odchylkou 0,0388, což jednoznačně hovoří o statisticky významném parametru ( $Pr(> |t|) < 0.001$ ).

*Model:  $U_t^c \sim \alpha_1 \cdot y_t^c + \alpha_2 \cdot D y_t^c$*

	<b>Estimate</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-value</b>	<b>Pr(&gt;  t )</b>
$\alpha_1$	0,2779	0,1486	1,870	0,0645 .
$\alpha_2$	-0,4782	0,1544	-3,098	0,0026 **

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0,001 '\*\*' 0,01 '\*' 0,05 '.' 0,1 ' ' 1

*Residual standard error: 1,226 on 96 degrees of freedom*

*Multiple R-squared: 0,2165, Adjusted R-squared: 0,2001*

*F-statistic: 13,26 on 2 and 96 DF, p-value:  $8,22 \cdot 10^{-6}$*

Tabulka 4: Odhad statické verze modelu s předpovědním Chowovým testem

Pokud porovnáme výstupy odhadu statické verze Okunova zákona po použití klasického a předpovědního Chowova testu dostáváme odlišné výsledky, výstup z klasického Chowova testu lépe odpovídá strukturálním změnám, které pozorujeme v trendech původních časových řad.

## 5.2 Dynamická verze Okunova zákona

Okunův vztah jsme rozšířili na jeho dynamickou verzi, pomocí které odhadneme i hodnotu dlouhodobého Okunova koeficientu. Pomocí Akaikeho a Schwarz-Bayesova informačního kritéria jsme zvolili vhodný počet zpoždění  $k = 1$ . Odhad dynamického krátkodobého vztahu se zpožděním řádu 1, jehož výsledky jsou v tabulce 5, je definován rovnicí 3.6. V souladu s očekáváním pozorujeme silnou závislost mezery nezaměstnanosti na své zpožděné hodnotě.

Dlouhodobý dopad mezery výstupu na mezeru nezaměstnanosti je charakterizován pomocí dlouhodobého Okunova koeficientu, který byl vypočten na základě rovnice 3.7. Jeho odhad je roven  $\alpha^{LR} = -0,5343$ .

<i>Model: <math>U_t^c \sim \delta_{11} \cdot U_{t-1}^c + \delta_{21} \cdot y_{t-1}^c</math></i>					
	<b>Estimate</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-value</b>	<b>Pr(&gt;  t )</b>	
$\delta_{11}$	0,9175	0,0319	28,810	$< 2 \cdot 10^{-16}$	***
$\delta_{21}$	-0,0441	0,0147	-3,007	0,0034	**
Signif. codes: 0 '***' 0,001 '**' 0,01 '*' 0,05 '.' 0,1 ' ' 1					
<i>Residual standard error: 0,3995 on 95 degrees of freedom</i>					
<i>(1 observation deleted due to missingness)</i>					
<i>Multiple R-squared: 0,9176, Adjusted R-squared: 0,9159</i>					
<i>F-statistic: 529,2 on 2 and 95 DF, p-value: <math>&lt; 2 \cdot 10^{-16}</math></i>					

Tabulka 5: Odhad dynamické verze modelu dle rovnice 3.6

Analýzu dynamické verze Okunova vztahu rozšíříme testováním strukturální změny, která se týká pouze zpožděných proměnných mezery výstupu. Na základě Akaikeho a Schwarz-Bayesova informačního kritéria byl i v tomto příkladě uvažován 1. řád zpoždění. Strukturální zlom byl identifikován pomocí Chowova testu po vyloučení 10 % vzorků z obou konců, za nejpravděpodobnější zlom nejvyšší hodnota F-statistiky označila 3. čtvrtletí roku 2017. Modelovou specifikaci 3.9, která byla představena v části 3, jsme si upravili do požadované podoby. Koeficienty  $\delta_{11}$  i  $\delta_{21}$  vycházejí podobně jako v předchozím případě tabulky 5, můžeme si všimnout nepatrně menší závislosti mezery nezaměstnanosti na své zpožděné hodnotě.

Na základě koeficientů z odhadu modelu v tabulce 6 jsme dopočítali hodnoty dlouhodobých Okunových koeficientů. V období před zlomem jsme vycházeli ze vztahu 3.10 a pro období po zlomu je výsledná hodnota opět odvozená z hodnot koeficientů před zlomem i po zlomu, vycházeli jsme z rovnice 3.11, kterou jsme si vhodně modifikovali. Oba výsledky jsou dle očekávání záporné, před zlomem pozorujeme výraznější dlouhodobý negativní vztah obou veličin ( $\alpha_{before}^{LR} = -0,7013$ ) než po zlomu ( $\alpha_{after}^{LR} = -0,0967$ ).



$$Model: U_t^c \sim \delta_{11} \cdot U_{t-1}^c + \delta_{21} \cdot y_{t-1}^c + \delta_{211} \cdot D_t \cdot y_{t-1}^c$$

	<b>Estimate</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-value</b>	<b>Pr(&gt;  t )</b>	
$\delta_{11}$	0,8911	0,0332	26,838	$< 2 \cdot 10^{-16}$	***
$\delta_{21}$	-0,0764	0,0201	-3,805	0,0003	***
$\delta_{211}$	0,0659	0,0286	2,299	0,0237	*

Signif. codes: 0 ‘\*\*\*’ 0,001 ‘\*\*’ 0,01 ‘\*’ 0,05 ‘.’ 0,1 ‘.’ 1

Residual standard error: 0,3908 on 94 degrees of freedom

(1 observation deleted due to missingness)

Multiple R-squared: 0,922, Adjusted R-squared: 0,9195

F-statistic: 370,5 on 3 and 94 DF, p-value:  $< 2,2 \cdot 10^{-16}$

Tabulka 6: Výstup regrese dle 3.9 se strukturální změnou u zpožděného výstupu

Strukturální změny dynamické verze Okunova zákona nyní více prozkoumáme, a to uvažováním strukturální změny zpožděných koeficientů cyklické nezaměstnanosti i reálného výstupu. Vhodný řád zpoždění byl opět zvolen dle informačních kritérií,  $k = 1$ . Rovněž byla testována přítomnost strukturálního zlomu pomocí Chowova testu na základě hodnot F-statistiky, nyní dostáváme 1. čtvrtletí roku 2017. V tabulce 7 pozorujeme větší vliv zpožděné mezery nezaměstnanosti v období před zlomem  $\delta_{11} = 0,91$ , zatímco po zlomu je vliv roven 0,35. Ve srovnání s předchozí regresí v tabulce 6 je vliv zpožděného výstupu na vývoj mezery nezaměstnanosti před zlomem a po zlomu téměř shodný.

$$Model: U_t^c \sim \delta_{11} \cdot U_{t-1}^c + \delta_{21} \cdot y_{t-1}^c + \delta_{111} \cdot D \cdot U_{t-1}^c + \delta_{211} \cdot D_t \cdot y_{t-1}^c$$

	<b>Estimate</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-value</b>	<b>Pr(&gt;  t )</b>	
$\delta_{11}$	0,9141	0,0330	27,668	$< 2 \cdot 10^{-16}$	***
$\delta_{111}$	-0,5649	0,1821	-3,102	0,0026	**
$\delta_{21}$	-0,0643	0,0200	-3,209	0,0018	**
$\delta_{211}$	0,04735	0,0279	1,696	0,0932	.

Signif. codes: 0 ‘\*\*\*’ 0,001 ‘\*\*’ 0,01 ‘\*’ 0,05 ‘.’ 0,1 ‘.’ 1

Residual standard error: 0,3784 on 93 degrees of freedom

(1 observation deleted due to missingness)

Multiple R-squared: 0,9277, Adjusted R-squared: 0,9246

F-statistic: 298,3 on 4 and 93 DF, p-value:  $< 2 \cdot 10^{-16}$

Tabulka 7: Výstup regrese specifikace dle 3.9

Dlouhodobé Okunovy koeficienty jsme si dopočítali jako v předchozí části. V případě Okunova koeficientu před zlomem jsme vycházeli ze stejné rovnice (3.10), přidání zpoždění cyklické nezaměstnanosti do uvažování o strukturálním zlomu nemělo na jeho hodnotu téměř žádný vliv ( $\alpha_{before}^{LR} = -0,7478$ ). Koeficient  $\delta_{111}$  vstupuje jen do výpočtu Okunova koeficientu po zlomu, jako můžeme vidět v rovnici 3.11. Výsledné hodnota ( $\alpha_{after}^{LR} = -0,0260$ ) značí velmi malý dlouhodobý vliv mezery výstupu na mezeru nezaměstnanosti, nevýznamnost vlivu bude formálně otestována později (viz tabulky 8 a 9).

V neposlední řadě jsme spočítali směrodatné odchylky odhadů dlouhodobých Okunových koeficientů a jejich 95% intervaly spolehlivosti. Jako první jsme využili Monte-Carlo simulace pomocí metody Krinského a Robba. Poté jsme vycházeli z odhadu koeficientů modelu a odhadu kovarianční matice, předpokládáme asymetrické normální rozdělení estimátoru. Následně jsme generovali vzorky pro odhady parametrů z normálního rozdělení a spočítali simulované hodnoty dlouhodobého Okunova koeficientu pro každý výběr. Tyto hodnoty jsou zobrazeny v tabulce 8.

Model	Průměr	Sm. odchylka	95% interval spolehlivosti
Bez zlomu	-0,5749	0,5545	(-1,3677 ; -0,1684)
Před zlomem (u HDP)	-0,6721	0,3122	(-1,3577 ; -0,3942)
Po zlomu (u HDP)	-0,1058	0,2658	(-0,5853 ; 0,2682)
Před zlomem (u HDP, U)	-0,7201	0,5558	(-1,8910 ; -0,3614)
Po zlomu (u HDP, U)	-0,0314	0,0315	(-0,1105 ; 0,0202)

Tabulka 8: Odhady dlouhodobých Okunových koeficientů pomocí simulační metody

Totéž jsme pro porovnání provedli pomocí Delta metody, výstupy jsou součástí tabulky 9. V podstatě se jedná o linearizování nelineární funkce okolo konkrétního bodu, což je vektor odhadů parametrů, opět za předpokladu asymptotického normálního rozdělení. Nejdříve byl spočten vektor 1. parciálních derivací dle všech parametrů modelu, poté byla zkonstruována lineární transformace normálně rozdělené náhodné veličiny.

Při porovnání se simulační metodou přináší Delta metoda přesnější odhady, což značí nižší hodnoty směrodatných odchylek, a tím i užší intervaly spolehlivosti. Domníváme se, že vyšší směrodatné chyby odhadu pomocí Monte-Carlo simulací jsou způsobeny parametrem zpožděné mezery nezaměstnanosti  $\delta_{11}$  (respektive součtem parametrů  $\delta_{11}$  a  $\delta_{111}$  pro období po zlomu), který, pokud je blízký hodnotě 1, může způsobit extrémně vysokou hodnotu dlouhodobého Okunova koeficientu. V obou případech jsou však dlouhodobé koeficienty v období po strukturálním zlomu statisticky nevýznamné.

Model	Průměr	Sm. odchylka	95% interval spolehlivosti
Bez zlomu	-0,5343	0,2149	(-0,9556 ; -0,1131)
Před zlomem (u HDP)	0,6046	0,2012	(-1,0955 ; -0,3070)
Po zlomu (u HDP)	-0,0967	0,1900	(-0,4692 ; 0,2758)
Před zlomem (u HDP, U)	-0,7478	0,2596	(-1,2567 ; -0,2390)
Po zlomu (u HDP, U)	-0,0260	0,0310	(-0,0868 ; 0,0348)

Tabulka 9: Odhady dlouhodobých Okunových koeficientů pomocí Delta metody

## 6 Závěr

V práci jsme se zabývali odhady statické a dynamické verze Okunova zákona podle článku Webera z roku 1995 „Cyclical output, cyclical unemployment, and Okuns coefficient: A new approach“. Postupy odhadu Okunova koeficientu a analýzy negativního vztahu mezi cyklickým vývojem výstupu a cyklickou mírou nezaměstnanosti v poválečném období v USA jsme replikovali na ekonomiku Slovinska. Datový vzorek obsahoval míru nezaměstnanosti a reálný HDP od 2. čtvrtletí 1996 do 3. čtvrtletí 2020.

Cyklické složky časových řad byly získány z dekompozice deterministickým trendem, v případě míry nezaměstnanosti byl vhodný lineární trend, u logaritmu HDP byl použit kvadratický polynom. Po odhadu jednoduché statické verze Okunova vztahu jsme pomocí Chowova testu ověřovali přítomnost strukturálního zlomu, který byl identifikován v 1. čtvrtletí 2015. Zatímco před zlomem byl pozorován statisticky významný Okunův koeficient, po zlomu nikoliv. Předpovědní Chowův test identifikoval zlom v 1. čtvrtletí 2006.

Dále jsme Okunův vztah rozšířili na jeho dynamickou verzi, pomocí které jsme odhadli i hodnotu dlouhodobého Okunova koeficientu. Pomocí informačních kritérií jsme zvolili vhodný počet zpoždění jako  $k = 1$ . Odhadnutá hodnota v původním dynamickém modelu je rovna  $\alpha^{LR} = -0,5343$ . Posléze jsme otestovali tentýž model s rozšířením o strukturální zlom ve zpožděné mezeře výstupu odhadnutý pomocí Chowova testu opět s jedním zpožděním. Dle očekávání jsme získali obě hodnoty dlouhodobého Okunova koeficientu záporné,  $\alpha_{before}^{LR} = -0,7013$  a  $\alpha_{after}^{LR} = -0,0967$ , avšak po zlomu je koeficient statisticky nevýznamný. Následně jsme prozkoumali strukturální změnu v obou zpožděných veličinách, cyklické nezaměstnanosti i reálného výstupu, období bylo opět získáno Chowovým testem. Výsledkem jsou velmi podobné odhady, hodnoty dlouhodobého Okunova koeficientu nabývají  $\alpha_{before}^{LR} = -0,7478$  a  $\alpha_{after}^{LR} = -0,0260$ , koeficient po zlomu je opět statisticky nevýznamný.

V neposlední řadě byly vypočteny směrodatné odchylky dlouhodobých Okunových koeficientů dynamické verze Okunova vztahu. Po porovnání výstupů simulační a Delta metody dostáváme přesnější výsledky Delta metodou - menší směrodatné odchylky a užší 95% intervaly spolehlivosti.

## Reference

- [1] Heij, Ch. & De Boer, P. & Franses, P. & Kloek, T. & Van Dijk, H. (2004): *Econometric Methods with Applications in Business and Economics*.
- [2] BOĎA, M., MEDVEĎOVÁ P., POVAŽANOVÁ, M. (A)symetria v Okunovom zákone v štátoch Vyšehradskej skupiny. *Politická ekonomie*. 2015, 6.
- [3] Pierse R. G.: Lecture 7: Common factor tests and stability tests. Dostupné z: <http://rpierse.esy.es/rpierse/files/qm7.pdf>
- [4] Weber, Christian E. (1995): Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's Coefficient: A New Approach. *Journal of Applied Econometrics* 10 (4), pp. 433–445.