

Univerzita Pardubice

Fakulta ekonomicko-správní

Platnost Okunova zákona v podmínkách České republiky

Bc. Kateřina Válková

**Diplomová práce
2017**

Univerzita Pardubice
Fakulta ekonomicko-správní
Akademický rok: 2016/2017

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

(PROJEKTU, UMĚLECKÉHO DÍLA, UMĚLECKÉHO VÝKONU)

Jméno a příjmení: **Bc. Kateřina Válková**
Osobní číslo: **E15782**
Studijní program: **N6202 Hospodářská politika a správa**
Studijní obor: **Ekonomika veřejného sektoru**
Název tématu: **Platnost Okunova zákona v podmínkách České republiky**
Zadávací katedra: **Ústav ekonomických věd**

Z á s a d y p r o v y p r a c o v á n í :

Cílem práce je na základě analýzy nezaměstnanosti, reálného a potenciálního hrubého domácího produktu a jejich vzájemného vztahu zhodnotit platnost Okunova zákona v podmínkách České republiky a uvést doporučení pro nositele hospodářské politiky.


Osnova:

- Teoretická východiska nezaměstnanosti, hrubého domácího produktu a Okunova zákona.
- Rešerše odborné literatury týkající se Okunova zákona.
- Ověření platnosti Okunova zákona na základě analýzy nezaměstnanosti a hrubého domácího produktu České republiky.
- Zhodnocení výsledků analýzy a formulace doporučení pro nositele hospodářské politiky.

Rozsah grafických prací: -
Rozsah pracovní zprávy: cca 50 stran
Forma zpracování diplomové práce: tištěná/elektronická
Seznam odborné literatury:

ABEL, Andrew B., BERNANKE, Ben S. and CROUSHORE, Dean.
Macroeconomics. 8th Global ed. Boston: Prentice Hall, 2014. ISBN
9780273792307
ČADIL, J. a kol. Odhad nákladů nezaměstnanosti z pohledu veřejných
rozpočtů. Politická ekonomie, 2011, vol.59, no.5: s. 618-637
MANKIWI, N. Gregory. Zásady ekonomie. Praha: Grada, 1999. Profesionál.
ISBN 978-80-7169-891-3
OKUN, Arthur M.: Potential GNP: Its Measurement and Significance.
Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American
Statistical Association, 1962, s. 1-7
SOUKUP, J. Makroekonomie. 2. aktualiz. vyd. Praha: Management Press,
2010. ISBN 978-80-7261-219-2

Vedoucí diplomové práce:



Ing. Jan Černošský, Ph.D.
Ústav ekonomických věd

Datum zadání diplomové práce: 4. září 2016

Termín odevzdání diplomové práce: 28. dubna 2017


doc. Ing. Romana Provozničková, Ph.D.
děkanka

L.S.


doc. Ing. Jolana Volejníková, Ph.D.
vedoucí ústavu

V Pardubicích dne 4. září 2016

PROHLÁŠENÍ

Prohlašuji, že jsem tuto práci vypracovala samostatně. Veškeré literární prameny a informace, které jsem v práci využila, jsou uvedeny v seznamu použité literatury.

Byla jsem seznámena s tím, že se na moji práci vztahují práva a povinnosti vyplývající ze zákona č. 121/2000 Sb., autorský zákon, zejména se skutečností, že Univerzita Pardubice má právo na uzavření licenční smlouvy o užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 autorského zákona, a s tím, že pokud dojde k užití této práce mnou nebo bude poskytnuta licence o užití jinému subjektu, je Univerzita Pardubice oprávněna ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které na vytvoření díla vynaložila, a to podle okolností až do jejich skutečné výše.

Beru na vědomí, že v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách a o změně a doplnění dalších zákonů (zákon o vysokých školách), ve znění pozdějších předpisů, a směrnicí Univerzity Pardubice č. 9/2012, bude práce zveřejněna v Univerzitní knihovně a prostřednictvím Digitální knihovny Univerzity Pardubice.

V Pardubicích dne 27. 4. 2017

Bc. Kateřina Válková

PODĚKOVÁNÍ:

Tímto bych ráda poděkovala svému vedoucímu práce panu Ing. Janu Černohorskému, Ph.D. za jeho odbornou pomoc, cenné rady a poskytnuté materiály, které mi pomohly při zpracování této diplomové práce.

ANOTACE

Předmětem této diplomové práce je ověření platnosti Okunova zákona, založeného na vztahu nezaměstnanosti a výstupu ekonomiky, na datech České republiky. První část práce je zaměřena na základní pojmy, které jsou důležité pro práci s daty, a dále pak na rešerši odborných článků zabývajících se problematikou Okunova zákona. V další části je stručně popsán vývoj hrubého domácího produktu a míry nezaměstnanosti a následně jsou uvedeny modely, jimiž byla platnost zákona ověřována, včetně porovnání zjištěných výsledků. Poslední část je věnována zhodnocení dosažených výsledků, jejich komparaci s výsledky zaznamenanými v jiných zemích a formulaci doporučení pro nositele hospodářské politiky.

KLÍČOVÁ SLOVA

Okunův zákon, nezaměstnanost, hrubý domácí produkt, potenciální produkt, mezera výstupu, mezera nezaměstnanosti

TITLE

The Validity of Okun's Law in the Czech Republic

ANNOTATION

The subject of this thesis is to verify the validity of Okun's Law, based on the relationship between unemployment and economic output, to the data of the Czech Republic. The first part is focused on the basic concepts which are important for working with data, and then to search scholarly articles dealing with Okun's Law. The next section concisely describes the development of the gross domestic product and unemployment rates, and then are presented models, which were verified validity of the Law, including the comparison of the results. The last part is devoted to the evaluation of the results and their comparison with results reported in other countries and formulating recommendations for wearers of economic policies.

KEYWORDS

Okun's Law, unemployment, gross domestic product, potential product, production gap, unemployment gap

OBSAH

ÚVOD	10
1 TEORETICKÁ VÝCHODISKA	11
1.1 NEZAMĚSTNANOST	13
1.1.1 <i>Druhy nezaměstnanosti</i>	14
1.1.2 <i>Doba trvání nezaměstnanosti a frekvence nezaměstnanosti</i>	17
1.1.3 <i>Měření nezaměstnanosti</i>	17
1.2 HRUBÝ DOMÁCÍ PRODUKT	19
1.2.1 <i>Metody výpočtu HDP</i>	20
1.3 OKUNŮV ZÁKON	22
1.3.1 <i>Verze Okunova zákona</i>	23
2 REŠERŠE ZKOUMÁNÍ PLATNOSTI OKUNOVA ZÁKONA.....	26
2.1 VÝSLEDKY PRO ČESKOU REPUBLIKU	26
2.2 VÝSLEDKY PRO DALŠÍ ZEMĚ	28
2.3 SHRNTÍ	33
3 VÝVOJ NEZAMĚSTNANOSTI A HDP V ČR.....	35
3.1 VÝVOJ NEZAMĚSTNANOSTI V ČESKÉ REPUBLICE	35
3.2 VÝVOJ HRUBÉHO DOMÁCÍHO PRODUKTU V ČESKÉ REPUBLICE	40
4 PLATNOST OKUNOVA ZÁKONA V ČR	43
4.1 METODY PRO PRÁCI S DATY	43
4.1.1 <i>Metoda nejmenších čtverců</i>	43
4.1.2 <i>Hodrick-Prescottův filtr</i>	45
4.1.3 <i>Metoda založená na časovém trendu</i>	46
4.2 MODELÝ A ODHAD OKUNOVA KOEFICIENTU.....	46
4.2.1 <i>Diferenční verze</i>	46
4.2.2 <i>Gapová verze</i>	48
4.2.3 <i>Modifikovaná gapová verze</i>	52
4.3 SHRNTÍ VÝSLEDKŮ	56
5 VÝSLEDKY A FORMULACE DOPORUČENÍ	58
ZÁVĚR.....	61
POUŽITÁ LITERATURA	64
PŘÍLOHY	67

SEZNAM TABULEK

Tabulka 1: Okunův zákon ve vyspělých ekonomikách – odhady Okunova koeficientu.....	30
Tabulka 2: Porovnání odhadů Okunova koeficientu	32
Tabulka 3: Odhad Okunova koeficientu u asijských zemí	33
Tabulka 4: Míra nezaměstnanosti v ČR za období 1993-2015	39
Tabulka 5: Hrubý domácí produkt a reálný růst v letech 1993-2015	41
Tabulka 6: OLS odhad Okunova koeficientu, diferenční verze	47
Tabulka 7: OLS odhad Okunova koeficientu, gapová verze, HP filtr.....	49
Tabulka 8: OLS odhad Okunova koef., gapová verze, lineární trend	51
Tabulka 9: OLS odhad Okunova koef., mod. gapová verze, HP filtr	53
Tabulka 10: OLS odhad Okunova koef., mod. gapová verze, lineární trend	54
Tabulka 11: Shrnutí výsledků.....	56

SEZNAM ILUSTRACÍ

Obrázek 1: Magický čtyřúhelník	12
Obrázek 2: Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v ČR za období 1993-2015.....	36
Obrázek 3: Vývoj míry registrované nezaměstnanosti v ČR za období 1993-2012	37
Obrázek 4: Původní a nový ukazatel registrované nezaměstnanosti, vývoj 2005-2012	38
Obrázek 5: Porovnání obecné míry nezaměstnanosti a míry registrované nezaměstnanosti ...	38
Obrázek 6: Vývoj HDP v ČR za období 1993-2015	41
Obrázek 7: Tempo růstu HDP a nezaměstnanosti	48
Obrázek 8: Míra nezaměstnanosti a mezeru výstupu – HP filtr	50
Obrázek 9: Míra nezaměstnanosti a mezeru výstupu – lineární trend.....	52
Obrázek 10: Mezeru výstupu a cyklická míra nezaměstnanosti – HP filtr.....	54
Obrázek 11: Mezeru výstupu a cyklická míra nezaměstnanosti – lineární trend	55

SEZNAM ZKRATEK A ZNAČEK

ČR	Česká republika
ČSÚ	Český statistický úřad
EHP	Evropský hospodářský prostor
EU	Evropská unie
Eurostat	Evropský statistický úřad
GNP	hrubý národní produkt
HDP	hrubý domácí produkt
HP filtr	Hodrick-Prescottův filtr
ILO	Mezinárodní organizace práce
Kč	Koruna česká
mld.	miliarda
OLS	metoda nejmenších čtverců
USA	Spojené státy americké
VŠPS	výběrové šetření pracovních sil

ÚVOD

Nezaměstnanost a růst hrubého domácího produktu se řadí mezi základní makroekonomické ukazatele. Zkoumání jejich vývoje a vzájemného ovlivňování se věnují ekonomové už po několik desetiletí. Pokud by závěry a prognózy ekonomických zákonů byly potvrzeny pro různé ekonomiky po celém světě, mohly by být tyto zákony použity při rozhodování nositelů hospodářské politiky ve snaze provádět efektivní hospodářskou politiku.

Jedním z ekonomických zákonů vhodných pro využití v praxi je zákon popisující inverzní vztah mezi růstem ekonomiky a mírou nezaměstnanosti. Tento vztah popisuje Okunův zákon, jehož hlavní parametr, Okunův koeficient, udává sílu vztahu mezi hrubým domácím produktem a mírou nezaměstnanosti.

Od prvního uveřejnění práce Arthura Okuna v roce 1962, kde autor popisoval vztah výstupu ekonomiky a nezaměstnanosti, se řada ekonomů snaží ověřit či vyvrátit platnost jeho závěrů v ekonomikách nejrůznějších států světa. Výjimkou tak není ani Česká republika, pro kterou byla doposud platnost Okunova zákona více méně potvrzena. Ovšem analýzy je třeba provádět i nadále, a to s aktuálními daty.

Cílem práce je na základě analýzy nezaměstnanosti, reálného a potenciálního hrubého domácího produktu a jejich vzájemného vztahu zhodnotit platnost Okunova zákona v podmínkách České republiky a uvést doporučení pro nositele hospodářské politiky.

Ke splnění hlavního cíle je zapotřebí nejprve splnit následující dílčí cíle, a to:

- vymezit základní pojmy důležité pro analýzu,
- provést rešerši odborné literatury zabývající se zkoumáním platnosti Okunova zákona zejména pro účely možného porovnání se získanými výsledky,
- stručně analyzovat vývoj hrubého domácího produktu a nezaměstnanosti v České republice,
- uvést a charakterizovat metody použité pro práci s daty,
- pomocí různých modelů provést analýzu dat, vedoucí ke zjištění Okunova koeficientu.

Na základě splnění těchto dílčích cílů pak lze porovnat dosažené výsledky s výsledky u jiných evropských i mimoevropských států a formulovat doporučení pro nositele hospodářské politiky.

1 TEORETICKÁ VÝCHODISKA

Makroekonomie, součást ekonomické teorie, se zabývá zkoumáním chování národního hospodářství jako celku. Jedná se tedy o zkoumání makroekonomických subjektů (sektorů národního hospodářství), a to konkrétně domácností, firem, vlády a zahraničí.

Významnou roli hraje v rámci hospodářské politiky státu makroekonomická stabilizační politika. Cílem stabilizační politiky by měl být dostatečný stupeň zaměstnanosti a cenová stabilita, kdy podmínky, které mají zajistit naplnění obou cílů, jsou dostatečné tempo růstu reálného produktu a z dlouhodobého hlediska také vyrovnaná platební bilance. Z toho vyplývají úkoly, jež by měl stát plnit. Těmito úkoly jsou¹:

- zabezpečovat cenovou stabilitu (stabilní celkovou cenovou hladinu),
- schopnost vytvářet vysokou úroveň celkové produkce ekonomických statků a služeb, tedy zajišťovat dostatečné tempo růstu reálného produktu,
- zajišťovat vysokou zaměstnanost, resp. odstraňovat nezaměstnanost,
- udržovat vyrovnanou platební bilanci a tím i stabilitu měnového kurzu.

Jelikož nelze všechny tyto cíle plnit najednou, je zde alespoň snaha o jejich vyvážený poměr. Pokud bychom chtěli posoudit ekonomickou výkonnost dané země, je vhodné vycházet ze čtyř základních makroekonomických ukazatelů, jimiž jsou:

- průměrné roční tempo růstu reálného hospodářského produktu (HDP),
- tempo růstu agregátní cenové hladiny (průměrná roční míra inflace),
- průměrná roční míra nezaměstnanosti, tedy procentní podíl nezaměstnaných a ekonomicky aktivních obyvatel (míra nezaměstnanosti),
- procentní podíl salda vývozu a dovozu k HDP.

Tyto makroekonomické ukazatele najdeme na osách tzv. magického čtyřúhelníku, který se využívá ke znázornění hospodářské situace země a do něhož zaznamenáváme hodnoty dosažené v daných oblastech určitým státem, přičemž spojením jednotlivých bodů na osách

¹ BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. *Makroekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010. str. 43

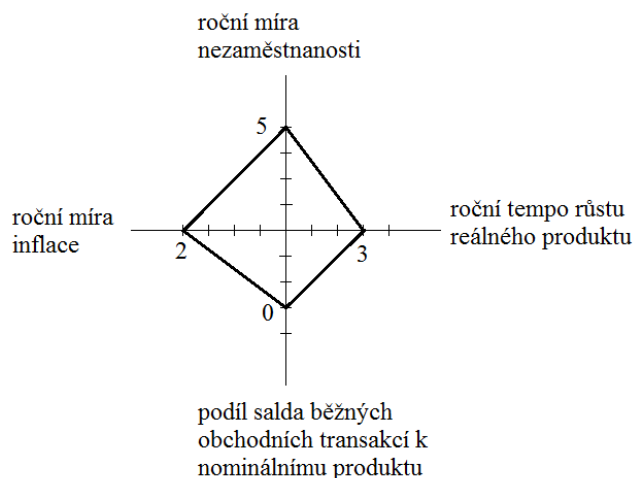
² BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. *Makroekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010. str. 44

³ SOUKUP, Jindřich. *Makroekonomie*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2010. str. 39

⁴ SAMUELSON, Paul Anthony a William D. NORDHAUS. *Macroeconomics: a version of economics*. 13. ed. New York: McGraw-Hill, 1989. str. 553

⁵ Český statistický úřad. Zaměstnanost a nezaměstnanost podle výsledků VŠPS – Metodika. *Český statistický*

vznikne plocha. Obsah plochy závisí na uspořádání os a na volbě počátků os. Jedna z možných interpretací je v procentech znázorněna na obrázku 1.



Obrázek 1: Magický čtyřúhelník

Zdroj: vlastní zpracování dle BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA.²

Příznivý vývoj hospodářství bývá spojován se zvětšováním plochy čtyřúhelníku, nicméně je třeba mít na vědomí jistá úskalí, se kterými se v jeho vypovídací schopnosti setkáváme. Jedna a tatáž plocha může v závislosti na tom, jak se na ní jednotlivé veličiny podílejí podávat o ekonomice a jejím zdraví zcela rozdílné závěry. Je třeba vzít v úvahu následující problémy³:

1. Plocha čtyřúhelníku závisí na tempu růstu HDP, ale nikoli na jeho dosažené úrovni. Větší plochou se tak může vyznačovat chudá země s vysokým tempem růstu než bohatá země, která je sice rozvinutá, ale s polovičním tempem růstu.
2. Vyrovnaná platební bilance je sice příznivá, avšak neodráží technologickou úroveň země. Může být spojena jak s vývozem surovin, tak i s výrobky s vysokou přidanou hodnotou.
3. Nezaměstnanost a inflace jsou ve čtyřúhelníku uváděny na osách v lineárním měřítku, přestože nezaměstnanost je v zemích vnímána jako větší hrozba než inflace.

Je tedy velmi důležité správně interpretovat dosažené výsledky vypovídající o výkonnosti ekonomiky, a to na základě komplexního rozboru jejích parametrů.

² BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. *Makroekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010. str. 44

³ SOUKUP, Jindřich. *Makroekonomie*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2010. str. 39

Pro potřeby porozumění zvolené problematice, kterou je ověření platnosti Okunova zákona v podmínkách České republiky (ČR), budou blíže představeny pojmy nezaměstnanost, hrubý domácí produkt, ale také samotný Okunův zákon.

1.1 Nezaměstnanost

V rámci této podkapitoly bude definován pojem nezaměstnanost, dále budou přiblíženy druhy nezaměstnanosti a také bude pojednáno o měření nezaměstnanosti.

Z ekonomického hlediska je nezaměstnanost chápána jako stav na trhu práce, kdy se zde nacházejí kvalifikovaní pracovníci ochotni pracovat, nicméně nemohou najít odpovídající práci a zároveň práci aktivně vyhledávají.⁴ Dle metodiky Eurostatu vypracované na základě doporučení Mezinárodní organizace práce (ILO) jsou poté nezaměstnané osoby blíže definovány jako osoby, které ve sledovaném období splňovaly následující podmínky⁵:

- nebyly zaměstnané,
- byly připraveny k nástupu do práce, tj. během sledovaného období byly k dispozici okamžitě nebo nejpozději do čtrnácti dnů pro výkon placeného zaměstnání, příp. sebezaměstnání,
- v průběhu posledních čtyř týdnů hledaly aktivně práci, a to různými způsoby (např. prostřednictvím úřadu práce, soukromým zprostředkovatelem práce, využíváním inzerce, podnikáním kroků k založení vlastní firmy, dotazováním se přímo v podnicích, podáním žádosti o pracovní povolení apod.).

Do této kategorie však patří i osoby, které již práci našly a jsou připraveny do čtrnácti dnů nastoupit do tohoto zaměstnání. Avšak pokud osoby nesplňují alespoň jednu z těchto uvedených podmínek, jsou klasifikovány jako zaměstnané nebo ekonomicky neaktivní (viz kapitola 1.1.1 Měření nezaměstnanosti).

Existenci nezaměstnanosti lze zaznamenat tehdy, když je skutečný produkt ekonomiky nad (nebo pod) jeho potenciální úroveň, ale také v situaci, kdy se ekonomika pohybuje na úrovni potenciálního produktu. V tomto druhém případě jde o přirozenou míru nezaměstnanosti, tedy míru nezaměstnanosti, která nastane, jestliže je ekonomika

⁴ SAMUELSON, Paul Anthony a William D. NORDHAUS. *Macroeconomics: a version of economics*. 13. ed. New York: McGraw-Hill, 1989. str. 553

⁵ Český statistický úřad. Zaměstnanost a nezaměstnanost podle výsledků VŠPS – Metodika. *Český statistický úřad*. [online]. 5. 8. 2016. [cit. 2016-11-01]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zam_vsps

v dlouhodobé rovnováze (v dlouhém období změny agregátní poptávky neovlivní ani zaměstnanost, ani produkt.⁶

K vysvětlení nenulové hodnoty přirozené míry nezaměstnanosti slouží čtyři příčiny odlišnosti reálného trhu práce od ideálního trhu práce (tedy kdy se rovná poptávky po práci a nabídka práce). Těmito skutečnostmi jsou⁷:

- **zákony o minimální mzdě**, kdy zvýšením mzdy nekvalifikovaných pracovníků nad rovnovážnou úroveň snižuje minimální mzda poptávku po práci a zvyšuje nabízené množství práce. Vzniklý převis nabídky práce nad poptávkou po práci způsobuje nezaměstnanost;
- **odbory**, resp. jejich tržní síla, kdy zvýšením mzdy v odborově organizovaných podnicích nad rovnovážnou úroveň vytvářejí odbory převis nabídky práce, což způsobuje nezaměstnanost;
- **efektivnostní mzda**, kdy podle této teorie je pro firmy výhodnější platit svým zaměstnancům vyšší mzdy než jsou ty rovnovážné. Vyšší mzdy mají vliv nejen na zdravotní stav pracujících, ale také snižují fluktuaci pracovníků a zvyšují pracovní úsilí pracovníků a jejich kvalitu;
- **hledání pracovního místa** a čas potřebný ke změně pracovního místa. Pojištění v nezaměstnanosti je formou státní ochrany příjmů propuštěných pracovníků, avšak zvyšuje nezaměstnanost vznikající kvůli vyhledávání práce.

Po nadefinování příčin nezaměstnanosti bude nyní následovat představení jednotlivých druhů nezaměstnanosti.

1.1.1 Druhy nezaměstnanosti

Nezaměstnanost vzniká z různých příčin a je tedy důležité odlišovat jednotlivé druhy nezaměstnanosti. Nezaměstnanost lze dělit dle několika kritérií, přičemž prvním z nich bude představeno kritérium dobrovolnosti.

V rámci tohoto dělení rozlišujeme nezaměstnanost dobrovolnou a nedobrovolnou.

Dobrovolná nezaměstnanost

⁶ BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. *Makroekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010. str. 189

⁷ MANKIW, N. Gregory. *Zásady ekonomie*. 1. vyd. Přeložil Milan SOJKA. Praha: Grada, 1999. Profesionál. str. 554-566

Dobrovolně nezaměstnaní jsou lidé, kteří o práci vědomě neusilují. Často to mohou být lidé dobře ekonomicky zabezpečené nebo ženy v domácnosti. Tedy lidé, kteří preferují svůj volný čas a další hodnoty před zaměstnáním. Patří sem však i lidé, kteří po nějakou dobu neúspěšně hledali práci a toto hledání vzdali.

Nedobrovolná nezaměstnanost

Nedobrovolně nezaměstnaný je ten, kdo je bez práce, ale aktivně ji hledá. Způsoby, jakými tak může činit, byly představeny v kapitole 1.1 jako jedna z podmínek pro splnění statutu nezaměstnaného.

Další možné členění může být následující:

- frikční nezaměstnanost,
- strukturální nezaměstnanost,
- cyklická nezaměstnanost.

V následujícím textu budou tyto druhy nezaměstnanosti popsány podrobněji.

Frikční nezaměstnanost

Tento druh nezaměstnanosti vzniká z faktu, že trh práce a rozsah nezaměstnanosti jsou v neustálém pohybu. Je tedy důsledkem neustálých změn v ekonomice. Lidé opouštějí svou práci a hledají novou. Nicméně se zde projevuje tržní selhání v podobě nedokonalých informací o volných pracovních místech, a proto může toto hledání nové práce určitou dobu trvat. Může se také jednat o situaci, kdy pracovník nemusí hned napoprvé přijmout práci, která mu je nabízena, ale jedná se i o osoby, které na pracovní trh vstupují poprvé (absolventi škol) či do pracovních sil znovu vstupují (ženy po mateřské dovolené, příp. po období péče o děti aj.). Frikční nezaměstnanost je složkou přirozené míry nezaměstnanosti.^{8,9}

V tomto případě se shoduje jak počet osob, které hledají práci, tak počet volných pracovních míst. Rovněž se shoduje i struktura požadované kvalifikace hledaných pracovníků a skutečná kvalifikace nezaměstnaných. Vyvážené je také regionální rozvrstvení nabídky a poptávky.

Frikční nezaměstnanost je tedy krátkodobého charakteru a setkáme se s ní v každé ekonomice, a to právě díky jejímu neustálému pohybu.

⁸ SAMUELSON, Paul Anthony a William D. NORDHAUS. *Macroeconomics: a version of economics*. 13. ed. New York: McGraw-Hill, 1989. str. 543

⁹ BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. *Makroekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010. str. 190

V rámci frikční nezaměstnanosti bývá někdy rozlišována ještě tzv. sezónní nezaměstnanost, jako její složka. Sezónní nezaměstnanost je také krátkodobého charakteru a jak již sám název napovídá, je způsobena buď prací v odvětvích, kde je produkce závislá na počasí a v důsledku toho také v navazujících zpracovatelských odvětvích (typicky např. stavebnictví, zemědělství apod.), nebo výkyvy ve spotřebě, či střídáním ročních období.

Strukturální nezaměstnanost

Strukturální nezaměstnanost vzniká v případě, že v daném období existuje v dané oblasti nesoulad mezi kvalifikačními požadavky na různé druhy práce a volnými pracovními místy v dané oblasti na straně jedné a skutečnou kvalifikací pracovních sil a územním umístěním těchto pracovních sil na straně druhé. Stejně jako u frikční nezaměstnanosti, se i v tomto případě shoduje počet volných míst a celkový počet osob, které hledají práci, avšak na rozdíl od frikční nezaměstnanosti se zde jedná o nesoulad práce v dané zemi či oblasti, ale také o nesoulad mezi objemem nabídky práce a poptávkou po práci. Specifickým důvodem strukturální nezaměstnanosti bývá uváděna mzdová rigidita (nepružnost). I strukturální nezaměstnanost je složkou přirozené míry nezaměstnanosti.^{10, 11}

Některé zdroje uvádějí jako příčiny tohoto typu nezaměstnanosti zejména změny v technologiích, zavádění moderní techniky, ztrátu možnosti dopravit se do zaměstnání (např. v důsledku omezení veřejné dopravy). Touto nezaměstnaností jsou tak nejvíce ohroženy převážně starší osoby, vdané ženy, rodiče s více dětmi, osoby s nízkou kvalifikací nebo osoby se změněnou pracovní schopností.¹²

Tento typ nezaměstnanosti obvykle trvá déle než frikční nezaměstnanost, a to z toho důvodu, že lidé musí získat novou kvalifikaci, příp. se musí přestěhovat do jiné oblasti, kde jsou volná pracovní místa s požadavkem kvalifikace, kterou již daný pracovník má.

Cyklická nezaměstnanost

Cyklická nezaměstnanost je spojena s krátkodobými cyklickými fluktuacemi ekonomiky, kdy skutečná míra nezaměstnanosti kolísá kolem přirozené míry nezaměstnanosti, a tedy i s rozdílem mezi skutečným a potenciálním produktem. Jedná se tedy o situaci, kdy je celkově na trhu méně volných míst, než je zájemců o práci, tedy nabídka je vyšší

¹⁰ SOUKUP, Jindřich. *Makroekonomie. 2.*, aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2010. str. 285-286

¹¹ BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. *Makroekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010. str. 190-191

¹² JÍROVÁ, Hana. *Trh práce a politika zaměstnanosti*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 1999. str. 19

než poptávka po práci. Tento typ nezaměstnanosti je obvykle považován za nedobrovolnou nezaměstnanost.¹³

Velikost cyklické nezaměstnanosti se často vyjadřuje pomocí Okunova zákona, kterému bude věnována pozornost v závěrečné části této kapitoly.

1.1.2 Doba trvání nezaměstnanosti a frekvence nezaměstnanosti

Velmi důležitou charakteristikou nezaměstnanosti je doba (délka) jejího trvání. Doba trvání nezaměstnanosti je charakterizována průměrnou délkou období, po které je tato osoba nezaměstnaná.¹⁴ Tato doba závisí na strukturálních charakteristikách trhu práce a na aktuálním stavu ekonomického cyklu.

S prodlužováním průměrné délky nezaměstnanosti jsou spojeny i některé negativní důsledky a náklady. Mimo jiné má vliv i na přirozenou míru nezaměstnanosti, resp. na její zvyšování. Navíc dlouhodobě nezaměstnaní pracovníci ztrácejí svoji kvalifikaci, výrobní zručnost a dovednosti a stávají se nezaměstnavatelnými.

Další důležitou charakteristikou nezaměstnanosti je vedle doby trvání nezaměstnanosti také frekvence nezaměstnanosti. Ta je dána průměrným číslem, představující počet, kolikrát jsou za dané období pracovníci nezaměstnaní (tedy např. za dva roky, za 5 let apod.).

Frekvence nezaměstnanosti pravděpodobně závisí na výkyvech agregátní poptávky po zboží a službách, od níž je odvozena i poptávka po práci. Zároveň ale frekvence nezaměstnanosti závisí i na poptávce po práci jednotlivých firem v různých odvětvích a oblastech, přičemž některé firmy v určitých oblastech či odvětvích expandují a jiné firmy zanikají.¹⁵

1.1.3 Měření nezaměstnanosti

Po bližším definování jednotlivých druhů nezaměstnanosti bude nyní pojednáno o způsobech jejího měření a budou představeny základní vzorce pro výpočet míry nezaměstnanosti a koeficientu pracovní participace.

Pro účely měření se nejčastěji využívá buď absolutní vyjádření počtu nezaměstnaných, nebo míra nezaměstnanosti jako procentní podíl nezaměstnaných na ekonomicky aktivním obyvatelstvu. Tento ukazatel byl již zmíněn v textu výše a nyní bude představen i jeho výpočet.

¹³ SOUKUP, Jindřich. *Makroekonomie. 2.*, aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2010. str. 286

¹⁴ MACH, Miloš. *Makroekonomie II: pro magisterské (inženýrské) studium*. Vyd. 3. Slaný: Melandrium, 2001 dotisk. str. 259

¹⁵ BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. *Makroekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010. str. 192

Nejprve je třeba rozlišit tři základní pojmy – zaměstnaný, nezaměstnaný a ekonomicky neaktivní člověk. Člověka můžeme zařadit do kategorie „zaměstnaný“, pokud strávil významnou část uplynulého týdne v placeném zaměstnání. Nezaměstnané osoby byly definovány v předchozím textu. Lidé, kteří nespádají ani do jedné z těchto dvou skupin, jsou označováni jako ekonomicky neaktivní. Typickým příkladem mohou být např. studenti denního studia, žena či muž v domácnosti nebo důchodci.¹⁶ Zaměstnaní a nezaměstnaní potom tvoří ekonomicky aktivní obyvatelstvo. Po nadefinování těchto kategorií lze přistoupit k samotnému výpočtu.

Míra nezaměstnanosti se rovná

$$u = \frac{U}{E+U} * 100 , \quad (1)$$

kde:

u je míra nezaměstnanosti,

U je počet nezaměstnaných,

E je počet zaměstnaných.

A jelikož nezaměstnaní a zaměstnaní tvoří pracovní sílu, lze tedy psát

$$u = \frac{U}{L} * 100 , \quad (2)$$

kde:

L je pracovní síla (ekonomicky aktivní osoby).

Dalším významným ukazatelem je míra, resp. koeficient pracovní participace, jež se dá definovat jako poměr pracovních sil (tedy ekonomicky aktivního obyvatelstva) k počtu osob v produktivním věku (nad 15 let). Potom tedy

$$l = \frac{L}{F} * 100 , \quad (3)$$

kde:

l je koeficient pracovní participace,

L je pracovní síla,

F je počet osob v produktivním věku.

¹⁶ MANKIŮV, N. Gregory. *Zásady ekonomie*. 1. vyd. Přeložil Milan SOJKA. Praha: Grada, 1999. Profesionál. str. 548

Osoby, které nejsou započteny do pracovních sil, jsou např. lidé ve starobním důchodu, ženy na mateřské dovolené, ženy pečující o děti v domácnosti, dále osoby v domácnosti, studenti, lidé, kteří se vzdali hledání další práce apod.

U uvedených měření se však můžeme setkat i s nedostatky. Jedním z nich je, že nepostihuje osoby, které musí nedobrovolně pracovat na zkrácenou týdenní či měsíční pracovní dobu. Problémem je i zachycení sezónní nezaměstnanosti.¹⁷

1.2 Hrubý domácí produkt

Produktem obecně rozumíme tokovou veličinu, která udává hodnotu finálních statků a služeb vytvořených za dané období. Asi nejvýznamnějším ukazatelem tohoto druhu je hrubý domácí produkt.

Hrubý domácí produkt se používá pro určení výkonnosti ekonomiky země a představuje objem finální produkce (tedy souhrn finálních statků a služeb v určité ekonomice), vytvořený za určité období výrobními faktory, které působily na území daného státu. Český statistický úřad (ČSÚ) pak HDP definuje jako peněžní vyjádření celkové hodnoty statků a služeb nově vytvořených v daném období na daném území.¹⁸ Daným časovým obdobím bývá většinou jeden rok, příp. čtvrtletí. Je zde ovšem potřeba rozlišit finální statky a meziprodukty. Finálními statky se v této souvislosti rozumí spotřební zboží, investiční statky a exportované zboží. Jinými slovy se jedná o statky a služby, které byly prodávány koncovému uživateli. Jako meziprodukty pak lze označit vstupy podniků, které je dále spotřebovávají nebo zpracovávají. Jde tedy především o suroviny, materiály, energie, polotovary apod. Meziprodukty se na rozdíl od finálních statků a služeb do konkrétního výstupu nezahrnují.^{19,20}

Nominální a reálný produkt

HDP oceňuje finální statky a služby jejich cenami, přičemž k ocenění produktu můžeme použít ceny vycházející z různých období. Na základě toho, jaké ceny pro určení produktu použijeme, získáme buď nominální, nebo reálný produkt.

¹⁷ BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. *Makroekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010. str. 189 – 190

¹⁸ Český statistický úřad. Hrubý domácí produkt – Metodika. *Český statistický úřad*. [online]. 30. 9. 2016. [cit. 2016-11-06]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hruby_domaci_produkci_hdp

¹⁹ SOUKUP, Jindřich. *Makroekonomie*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2010. str. 26

²⁰ BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. *Makroekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010. str. 17

V případě, že budeme zboží a služby vyjadřovat v běžných cenách, tj. v tržních cenách aktuálního období (např. roku), získáme tak **nominální produkt**. Změny nominálního produktu odrážejí jak změny ve vývoji vyrobeného zboží, tak změny cen.

Pokud bychom chtěli postihnout pouze změnu fyzického objemu vytvořené produkce, použijeme **reálný produkt**, přičemž je třeba zavést tzv. stálé ceny, čímž rozumíme ceny základního (referenčního) období. Stálé a běžné ceny se v referenčním roce rovnají a shoduje se tedy i nominální a reálný produkt. V dalších letech získáme reálný produkt očištěný o vliv změn cenové hladiny tak, že oceníme zboží a služby, které byly vyrobeny v daném roce, cenami základního období.

1.2.1 Metody výpočtu HDP

K výpočtu velikosti hrubého domácího produktu lze použít tři metody, jimiž jsou:

- produkční metoda,
- výdajová metoda,
- důchodová metoda.

Tyto tři metody budou nyní stručně popsány.

Produkční metoda

Dle metodiky Českého statistického úřadu se HDP produkční metodou počítá jako součet hrubé přidané hodnoty jednotlivých institucionálních sektorů nebo odvětví a čistých daní na produkty (které nejsou rozvrženy do sektorů ani odvětví). Je také vyrovnávací položkou účtu výroby za národní hospodářství celkem, kde se na straně zdrojů zachycuje produkce a na straně užití mezispotřeba. Jelikož produkce se oceňuje v základních cenách a užití v kupních cenách, je tedy strana zdrojů za národní hospodářství celkem doplněna o daně snížené o dotace na výrobky.²¹

Této metodě tedy odpovídá následující výpočet:

$$HDP = \text{Produkce} - \text{Mezispotřeba} + \text{Daně z produktů} - \text{Dotace na produkty.} \quad (4)$$

Výdajová metoda

HDP se výdajovou metodou dle ČSÚ počítá jako součet konečného užití výrobků a služeb rezidentskými jednotkami (skutečná konečná spotřeba a tvorba hrubého kapitálu) a salda

²¹ Český statistický úřad. Hrubý domácí produkt – Metodika. *Český statistický úřad*. [online]. 30. 9. 2016. [cit. 2016-11-07]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hruby_domaci_produk_t_-hdp-

vývozu a dovozu výrobků a služeb. Skutečná konečná spotřeba je pak odvozena prostřednictvím naturálních sociálních transferů od výdajů na konečnou spotřebu domácností, vlády a také neziskových institucí, které slouží domácnostem. Tvorba hrubého kapitálu se člení na tvorbu hrubého fixního kapitálu, změnu zásob a na čisté pořízení cenností.²²

Výpočet HDP dle této metody je tedy poté:

$$HDP = \text{Výdaje na konečnou spotřebu} + \text{Tvorba hrubého kapitálu} + \text{Vývoz výrobků a služeb} - \text{Dovoz výrobků a služeb.} \quad (5)$$

Známější je však následující vyjádření:

$$HDP = C + I + G + NX \quad , \quad (6)$$

kde:

C jsou výdaje domácností na spotřebu,

I jsou hrubé soukromé investiční výdaje,

G jsou vládní nákupy statků a služeb,

NX jsou čisté vývozy, jako rozdíl mezi exportem *X* a importem *M*.

Důchodová metoda

Třetím způsobem výpočtu HDP je důchodová metoda. V tomto výpočtu jde o součet prvotních důchodů za národní hospodářství celkem, tedy náhrad zaměstnancům, daní z výroby a z dovozu snížených o dotace a hrubého provozního přebytku a smíšeného důchodu (resp. čistého provozního přebytku a smíšeného důchodu a spotřeby fixního kapitálu).²³

Výpočet HDP je tedy

$$HDP = \text{Náhrady zaměstnancům (mzdy a platy, sociální příspěvky zaměstnanců)} + \text{Daně z výroby a z dovozu} - \text{Dotace} + \text{Čistý provozní přebytek} + \text{Čistý smíšený důchod} + \text{Spotřeba fixního kapitálu.} \quad (7)$$

Provozním přebytkem jsou myšleny zejména zisky podnikatelských subjektů, úroky a jiné důchody z vlastnictví kapitálu, tedy majetkové a podnikatelské důchody. Jedná se o rozdíl mezi hrubou přidanou hodnotou, náhradami zaměstnancům a čistými daněmi z výroby

²² Český statistický úřad. Hrubý domácí produkt – Metodika. Český statistický úřad. [online]. 30. 9. 2016. [cit. 2016-11-07]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hruby_domaci_produk_t_-hdp-

²³ Český statistický úřad. Hrubý domácí produkt – Metodika. Český statistický úřad. [online]. 30. 9. 2016. [cit. 2016-11-07]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hruby_domaci_produk_t_-hdp-

a z dovozu. Smíšený důchod představuje ještě souhrn důchodu z podnikání (zisku) a důchodu z pracovní činnosti drobných podnikatelů (mzdy).

Důchodovou metodu můžeme označit také jako nákladovou metodu, kdy lze sledovat, jak proudí veškeré náklady firem. Do důchodů se zahrnou mzdy vyplacené zaměstnancům, ostatní náhrady zaměstnancům, úroky, renty, zisky firem a také znehodnocení kapitálu a nepřímé daně zmenšené o dotace.²⁴

1.3 Okunův zákon

Okunův zákon dostal jméno podle amerického ekonoma Arthura Okuna, který se jako první zabýval studiem vzájemných vazeb mezi výkyvy reálného HDP a výkyvy míry nezaměstnanosti v americké ekonomice.²⁵ Okun se konkrétně zabýval souvislostí odchylky reálného produktu od potenciálního produktu s odchylkou skutečné míry nezaměstnanosti od přirozené míry nezaměstnanosti. Došel k závěru, že tento vztah je velmi významný a pravidelný, přičemž obě odchylky nejsou kvantitativně shodné. Výsledky jeho empirických zkoumání pak publikoval v roce 1962 ve své práci *Potential GNP: Its Measurement and Significance*.²⁶

Jednou z možných interpretací tohoto zákona je ta, že pokles míry nezaměstnanosti o jeden procentní bod pod přirozenou míru nezaměstnanosti je doprovázen růstem reálného produktu nad jeho potenciální úroveň o více než jeden procentní bod, kdy tento vztah můžeme znázornit rovnicí:

$$u - u^* = -\phi (Y - Y^*) \quad , \quad (8)$$

kde:

u je skutečná míra nezaměstnanosti,

u^* je přirozená míra nezaměstnanosti,

Y je skutečně vytvořený reálný produkt,

Y^* je potenciální produkt,

ϕ je koeficient vyjadřující citlivost odchylky aktuální míry nezaměstnanosti od přirozené míry nezaměstnanosti v závislosti na produkční mezeře ($Y - Y^*$).

²⁴ BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. *Makroekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010. str. 19

²⁵ MANKIW, N. Gregory. *Zásady ekonomie*. 1. vyd. Přeložil Milan SOJKA. Praha: Grada, 1999. Profesionál. str. 660

²⁶ OKUN, Arthur M.: *Potential GNP: Its Measurement and Significance*. *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, 1962. str. 1-7

Jiné zdroje uvádějí, že podle tohoto zákona způsobí pokles reálného produktu o 2 % pod úroveň potenciálního produktu vzrůst míry nezaměstnanosti o jeden procentní bod.²⁷

1.3.1 Verze Okunova zákona

V textu výše je uveden nejznámější vzorec spojovaný s Okunovým zákonem. Při bližším zkoumání Okunova zákona však můžeme narazit na různé verze výpočtu, které budou nyní stručně představeny. Jedná se zejména o tyto:

- diferenční verze,
- gapová verze,
- dynamická verze,
- verze produkční funkce.

Diferenční verze

Okunův první vztah zachycuje souvislost změny v míře nezaměstnanosti z jednoho čtvrtletí do dalšího s čtvrtletní změnou růstu výstupu. Tento vztah je ve tvaru:

$$\text{Změna v míře nezaměstnanosti} = a + b * (\text{růst reálného výstupu}) , \quad (9)$$

přičemž popisuje, jak se hospodářský růst pohybuje současně se změnami v míře nezaměstnanosti. Parametr b pak bývá často nazýván „Okunův koeficient“. Pokud by byl Okunův koeficient záporný, dalo by se očekávat, že rychlý růst reálného výstupu bude spojen s poklesem míry nezaměstnanosti a pomalý nebo záporný růst reálného výstupu způsobí růst míry nezaměstnanosti. Podíl „ $-a/b$ “ udává míru růstu výstupu konzistentní se stabilní mírou nezaměstnanosti, resp. jaký by měla ekonomika udržet růst, aby se míra nezaměstnanosti nezměnila.

Okun vycházel z čtvrtletních údajů od druhého čtvrtletí roku 1948 do čtvrtého čtvrtletí roku 1960 a získal tak následující rovnici:

$$\text{Změna v míře nezaměstnanosti} = 0,3 - 0,07 * (\text{růst reálného výstupu}).$$

Podle tohoto odhadu by vzrostla míra nezaměstnanosti o 0,3 procentního bodu za předpokladu nezměněného výstupu. Ekonomický růst by tak měl být větší než 4 %, aby se míra nezaměstnanosti nezměnila. Rychlejší růst výstupu pak zpravidla znamenal klesající míru nezaměstnanosti a pomalejší růst výstupu se shodoval s rostoucí mírou nezaměstnanosti.

²⁷ ABEL, Andrew B., BERNANKE, Ben S. and CROUSHORE, Dean. Macroeconomics. 8th Global ed. Boston: Prentice Hall, 2014. str. 120

Každý procentní bod reálného růstu produktu nad 4 % podle Okunova koeficientu vede k poklesu míry nezaměstnanosti o 0,07 procentního bodu.²⁸

Gapová verze

Zatímco Okunův první (výše zmíněný) vztah byl založen na dostupných makroekonomických statistikách, jeho druhý vztah je spojen s mírou nezaměstnanosti a rozdílem mezi potenciálním produktem a skutečným produktem, tedy mezerou výstupu (z angl. *gap* = mezeře). Okun se snažil určit, kolik by ekonomika vyprodukovala na úrovni potenciálního produktu při plné zaměstnanosti. Vysoká míra nezaměstnanosti je podle něj způsobena nedostatečným využitím zdrojů a lze tak očekávat, že skutečná produkce je pod jejím potenciálem. Druhý Okunův vztah odpovídající gapové verzi má tvar:

$$\text{Míra nezaměstnanosti} = c + d * (\text{mezeře výstupu}) , \quad (10)$$

přičemž mezerou výstupu je v tomto vztahu myšlen rozdíl mezi potenciálním a skutečným produktem. Proměnná c může být interpretována jako míra nezaměstnanosti při nulové mezeře, tedy jako přirozená míra nezaměstnanosti. Koeficient d pak bude nabývat záporných hodnot, aby platilo, že se zvýšením produkce nad potenciál bude nezaměstnanost klesat.

U této verze se však setkáme s problémem, že ani potenciální produkt, ani přirozenou míru nezaměstnanosti nelze vyčíst z makroekonomických statistik. V době, kdy psal Okun jeho článek, odhadl plnou zaměstnanost na úrovni 4 % a na základě tohoto předpokladu konstruoval řady pro potenciální produkt. Tudiž změna tohoto předpokladu o úrovni nezaměstnanosti ovlivní výsledky potenciálního produktu. Jako problematickou pak Okun uvedl i samotnou jednoduchost rovnic, což vedlo ekonomy k navržení různých variací na jeho původní zákon, které jsou také nazývány jako Okunův zákon, ačkoli se liší od předchozích rovnic.²⁹

Dynamická verze

Ve svých pozorováních přišel Okun také na to, že na současnou úroveň míry nezaměstnanosti může mít vliv i minulý vývoj ekonomiky, resp. minulý výstup. V diferenční verzi Okunova zákona to znamená vynechání některých relevantních proměnných z pravé strany rovnice. Běžná forma dynamické verze Okunova zákona zahrnuje současný růst reálného výstupu,

²⁸ KNOTEK, E. S. II. How Useful is Okun's Law? Federal Reserve Bank of Kansas City. *Economic Review*, 2007. [online]. [cit. 2016-11-09]. Dostupné z:

<https://www.kansascityfed.org/publicat/econrev/pdf/4q07knotek.pdf>

²⁹ KNOTEK, E. S. II. How Useful is Okun's Law? Federal Reserve Bank of Kansas City. *Economic Review*, 2007. [online]. [cit. 2016-11-09]. Dostupné z:

<https://www.kansascityfed.org/publicat/econrev/pdf/4q07knotek.pdf>

minulý reálný hospodářský růst a minulé změny v míře nezaměstnanosti jako proměnné na pravé straně rovnice. Tyto proměnné by pak vysvětlovaly současné změny v nezaměstnanosti na levé straně rovnice.

Od původní diferenční verze Okunova zákona se dynamická verze liší tím, že nezachycuje pouze současný vztah mezi změnou v míře nezaměstnanosti a růstem reálného produktu. Nevýhodou této verze je však to, že nemá tak jednoduchý výklad jako diferenční verze.³⁰

Verze produkční funkce

Okun poznamenal i další nedostatek, kdy v jeho vztazích vystupuje míra nezaměstnanosti jako jediná proměnná zastupující způsoby, jak může být reálný výstup ovlivněn při nevyužití zdrojů. Ekonomická teorie naznačuje, že produkce zboží a služeb v dané zemi vyžaduje kombinaci práce, kapitálu a technologií. Míra nezaměstnanosti je tak jen jedním z faktorů při určování celkové množství práce jako jednoho ze vstupů. Mezi další faktory patří počet obyvatel, podíl populace, která pracuje a počet odpracovaných hodin. Všechny tyto faktory spolu s kapitálem a technologií podávají úplnější obraz o ovlivňování výstupu.

Tento přístup vedl k tvorbě verze založené na produkční funkci, obvykle spojující teoretickou produkční funkci a gapovou verzi Okunova zákona. Přitom je ekonomům umožněno posoudit všechny nevyužité zdroje ekonomiky. Výhodou této verze je teoretický podklad, na rozdíl od předchozích verzí, které byly primárně empiricky podložené. Naopak nevýhodou může být měřitelnost vstupů (kapitál a technologie), která bývá často obtížná a nepřesná.³¹

³⁰ KNOTEK, E. S. II. How Useful is Okun's Law? Federal Reserve Bank of Kansas City. *Economic Review*, 2007. [online]. [cit. 2016-11-09]. Dostupné z: <https://www.kansascityfed.org/publicat/econrev/pdf/4q07knotek.pdf>

³¹ KNOTEK, E. S. II. How Useful is Okun's Law? Federal Reserve Bank of Kansas City. *Economic Review*, 2007. [online]. [cit. 2016-11-09]. Dostupné z: <https://www.kansascityfed.org/publicat/econrev/pdf/4q07knotek.pdf>

2 REŠERŠE ZKOUMÁNÍ PLATNOSTI OKUNOVA ZÁKONA

Ověření platnosti Okunova zákona na datech různých zemí se stalo předmětem zkoumání mnoha ekonomů po celém světě. Výsledky, ke kterým došli, se mnohdy více méně shodují se závěry samotného Okuna, jenž publikoval výsledky zkoumání dat ve Spojených státech amerických (USA) už v roce 1962. Avšak najdou se i ekonomové, jejichž výsledky pro určité státy se v této oblasti značně liší.

Na místě je určitě dobré zmínit, proč je vlastně platnost tohoto zákona tak hojně testována. Jak již sám Okun naznačil, jeho vztah je tzv. dvoucestný, tedy příčinný vztah vede jak od nezaměstnanosti k produkci, tak i od produkce k nezaměstnanosti. Okunův zákon je tak využíván pro odhad důsledků nezaměstnanosti na růst HDP a naopak.

V této kapitole bude pozornost věnována v minulosti již provedeným výzkumům a testování tohoto vztahu, přičemž budou zmíněny i závěry ekonomů, kteří toto ověřování platnosti prováděli na ekonomikách v České republice a v různých státech a blíže se zabývali touto problematikou.

2.1 Výsledky pro Českou republiku

Problematikou nezaměstnanosti v podmínkách České republiky se zabývala např. skupina ekonomů, ve složení: Jan Čadil, Tomáš Pavelka, Eva Kaňková a Jan Vorlíček, kteří se na ověření Okunova zákona zaměřili v jejich práci Odhad nákladů nezaměstnanosti z pohledu veřejných rozpočtů.³² Tito ekonomové vycházeli ve svých výpočtech z dat, zaznamenávajících nezaměstnanost a produkci za období 2004 až 2010. Pro účely jejich studie zvolili jako nejvhodnější variantu výpočtu diferenční verzi Okunova zákona, někdy také označovanou jako verze prvních diferencí (bylo představeno v kapitole 1.3.1). Pro výpočet tedy použili následující rovnici:

$$\Delta u_t = \alpha + \beta * (y_t) , \quad (11)$$

kde:

u je míra nezaměstnanosti,

y_t je růst reálného HDP,

β parametr, ukazující citlivost nezaměstnanosti na výkyvy v růstu.

³² ČADIL, Jan, et al. Odhad nákladů nezaměstnanosti z pohledu veřejných rozpočtů. *Politická ekonomie*, 2011, 59.5: 618-637.

Pro odhad byla využita sezónně očištěná čtvrtletní data o mezikvartálním růstu HDP (v cenách roku 2000) a mezikvartální změny míry nezaměstnanosti. Aplikací metody nejmenších čtverců byl získán následující odhad rovnice: $\Delta u_t = 0,24 - 0,26 * (y_t)$, přičemž odhad parametru β i celé rovnice je velmi podobný původnímu Okunovu odhadu, jehož rovnice měla tvar: $\Delta u_t = 0,3 - 0,3 * (y_t)$.

Pokud by poměr α/β představoval růst HDP, který dlouhodobě zachovává konstantní míru nezaměstnanosti, lze na základě zjištěného odhadu tvrdit, že v naší ekonomice je třeba, aby HDP čtvrtletně rostl reálně alespoň o 0,92 procent, což je ročně asi 3,7 %, aby se nezměnila nezaměstnanost. Okun odhadl roční růst produkce, který zajišťoval neměnnou nezaměstnanost, na 4 %. Je ovšem pravděpodobné, že nezaměstnanost bude za vývojem produkce opožděna o určitý časový úsek, obvykle tak o jedno až dvě čtvrtletí. Při úpravě rovnice ekonomové získali nový odhad, a to v podobě: $\Delta u_t = 0,28 - 0,3 * (y_{t-1})$. Tento odhad vykazuje lepší výsledky. Lze se domnívat, že nezaměstnanost je v případě ČR opožděna za vývojem produkce o jedno čtvrtletí. I v tomto případě platí, že aby se nezaměstnanost nezměnila, měl by HDP růst čtvrtletně alespoň o 0,93 %, tedy 3,7 % za rok.

Autoři se v jejich studii zabývají i opačným příčinným vztahem mezi nezaměstnaností a vývojem produkce. Odhad rovnice má podobu: $y_t = 0,9 - 1,86 * (\Delta u_t)$. Tento výsledek říká, že pokud dojde k růstu míry nezaměstnanosti o jeden procentní bod, růst HDP bude o 0,96 procentního bodu nižší. Pokud by nedošlo k růstu nezaměstnanosti (tj. zůstane konstantní), rostl by HDP čtvrtletně o 0,9 %, tedy přibližně 3,6 % ročně.

Z uvedeného vyplývá, že na základě studie provedené touto skupinou ekonomů, je závěr konzistentní se závěry odhadu původní Okunovy rovnice.

Autoři Čejka a Vnoučková³³ došli k závěru, že platnost Okunova vztahu lze na českém trhu práce prokázat na sledovaném období 1996 – 2010, přičemž silnou nepřímou závislost lze pozorovat ve dvou obdobích, a to v letech 1997 – 1998 a v roce 2009. Prudký nárůst nezaměstnanosti vyvolala hospodářská recese v letech 1997 – 1998, kdy v roce 1997 došlo k poklesu HDP o 0,9 % a v roce 1998 o 0,2 %. Obdobně tomu bylo i v roce 2009, kdy došlo k poklesu HDP o 4,1 %. V roce 1997 tak došlo k rychlému nárůstu nezaměstnanosti, která se s přestávkou ekonomické expanze v letech 2005 – 2008 udržela až do konce sledovaného období.

³³ ČEJKA, Robin; VNOUČKOVÁ, Lucie. Hlavní ekonomické faktory ovlivňující vývoj nezaměstnanosti: Vývoj v České republice. *Ekonomické Listy*, 2014, 5.2.

Z vývoje výkonnosti ekonomiky, zaměstnanosti a produktivity práce podle nich vyplývá, že v letech 1997 – 1999 byl růst nezaměstnanosti výsledkem jak poklesu výkonnosti ekonomiky, tak růstu produktivity práce, kdy dynamika poklesu zaměstnanosti byla vyšší než pokles HDP. V následné etapě trvalého ekonomického růstu 2000 – 2004 rovněž nedošlo k růstu zaměstnanosti, protože ekonomický růst byl „tažen“ růstem produktivity práce a až do roku 2005 byl provázen stagnací zaměstnanosti a nezaměstnanosti. V období 2005 – 2007 byla zaznamenána hospodářská expanze, při které ekonomický růst přesáhl 6 % a až v tomto období, kdy byl zaznamenán hospodářský růst vyšší než růst produktivity práce, byl ekonomický růst provázen růstem zaměstnanosti a setrvalým poklesem nezaměstnanosti.

2.2 Výsledky pro další země

Ověřování platnosti Okunova zákona probíhalo nejen v České republice, ale i v ostatních zemích světa a především ve Spojených státech amerických. Tato podkapitola podává stručný přehled výsledků tohoto zkoumání různých ekonomů a nastíní jejich závěry.

Ekonom Edward S. Knotek prováděl testování Okunova zákona na datech USA, tedy stejně jako Okun, nicméně Knotek se zaměřil na data od 60. let 20. století až po prvních sedm let 21. století. Z jeho závěrů vychází, že hodnota Okunova koeficientu se v čase mění. Knotek se dále neshoduje s tvrzením, že pomalejší hospodářský růst souvisí s rostoucí nezaměstnaností. To dokládá na zkušenosti z roku 2006, kdy tomu tak nebylo. Okunův zákon tak podle něj neznamená až tak těsný vztah mezi hospodářským růstem a nezaměstnaností. Dle jeho výzkumu se našly i případy, kdy pomalý hospodářský růst neměl spojitost s rostoucí nezaměstnaností, a to jak v krátkém, tak i v dlouhém časovém období.

Dále podotýká, že označení „zákon“ zde není úplně přesné, jelikož se nejedná o zákonitost, ale pouze o pravidlo, nikoli o strukturální rys ekonomiky. Ve své studii také dokládá nestabilitu Okunova zákona v průběhu času (vychází z již zmíněné změny Okunova koeficientu v čase), což podle něj souvisí s aktuálním stavem hospodářského cyklu, a to tak, že vztah mezi výstupem a nezaměstnaností se liší v recesi a expanzi. Navíc data ukazují oslabení vztahu mezi výstupem a nezaměstnaností spojené s velmi silným vztahem mezi uplynulým hospodářským růstem a současnou nezaměstnaností.

Toto zjištění podporuje verze Okunova zákona, které jsou méně omezující v načasování tohoto dynamického vztahu. Tyto nálezy pak mají praktické využití, jako např. prognózování

míry nezaměstnanosti přes Okunův zákon, které je vylepšeno tím, že se bere v úvahu jeho měnící se povaha.³⁴

S teorií v čase se měnícího Okunova koeficientu se ztotožnil i další ekonom Christopher J. Neely a tuto skutečnost vysvětluje na závislosti vztahu nezaměstnanosti k růstu výstupu na legislativním prostředí, technologiích, preferencích, společenských zvyklostí a demografii.³⁵

S odkazem na práci dalšího ekonomu (Jim Lee) uvádí domněnky některých ekonomů, že s reformami trhu práce se setkáme spíše u více průmyslových zemí, než jsou Spojené státy americké a zároveň mají tyto země menší Okunovy koeficienty.³⁶

S dalším výzkumem se setkáme např. v práci „Okun's law: fit at fifty?“³⁷, jejíž autory jsou Laurence M. Ball, Daniel Leigh a Prakash Loungani. Ti ověřovali Okunův zákon na datech USA a dále na devatenácti různých státech. V případě USA se jejich odhady moc neliší od původních Okunových závěrů. Okunův koeficient měl hodnotu zhruba 0,3, avšak jimi získaný odhad koeficientů dosahoval hodnot okolo -0,4 až -0,5, což se víceméně shoduje s moderním výkladem v dnešní literatuře.

Rozdílnost hodnot koeficientů spatřují autoři v délce časového období, pro které je výzkum prováděn. Při krátkém časovém úseku (uvádějí např. 1947Q2 až 1960Q4) se hodnoty koeficientu blíží -0,30, což dokládá i výsledek (-0,29) z delšího období za použití stejné metody – tedy čtvrtletní data. Rozdílné koeficienty jsou pak důsledkem použití ročních údajů.

Předmětem jejich zkoumání nebylo jen ověřit či vyvrátit platnost Okunova zákona na datech USA, ale také se zaměřili na další státy. Pro tento výzkum byla použita roční data ze sledovaného období 1980-2011. Jelikož bylo v úvodní kapitole této diplomové práce uvedeno několik možných způsobů výpočtu vztahu, je důležité uvést rovnici, která byla výchozí pro tyto dané konkrétní výpočty, a to: $U_t - U_t^* = \beta (Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t$. Závěry pro tyto státy jsou uvedeny v tabulce 1, kde je kromě odhadu Okunova koeficientu uveden také koeficient determinace jako vypovídací schopnost trendu, který udává, jaká je spolehlivost předpovědi, a to v rozmezí od 0 do 1 (čím blíže se hodnota koeficientu determinace blíží jedné, tím je jeho vypovídací schopnost lepší).

³⁴ KNOTEK, E. S. II. How Useful is Okun's Law? Federal Reserve Bank of Kansas City. *Economic Review*, 2007. [online]. [cit. 2016-11-09]. Dostupné z:

<https://www.kansascityfed.org/publicat/econrev/pdf/4q07knotek.pdf>

³⁵ NEELY, Christopher J. Okun's Law: Output and Unemployment. *Economic Synopses*, No. 4, 2010.

³⁶ LEE, Jim. The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries. *Journal of Macroeconomics*, Spring 2000, 22(2), pp. 331-56.

³⁷ BALL, Laurence M.; LEIGH, Daniel; LOUNGANI, Prakash. *Okun's law: fit at fifty?*. National Bureau of Economic Research, 2013.

Tabulka 1: Okunův zákon ve vyspělých ekonomikách – odhady Okunova koeficientu

Stát	Okunův koeficient β	Koeficient determinace R^2
Austrálie	-0,536	0,797
Belgie	-0,511	0,543
Dánsko	-0,434	0,724
Finsko	-0,504	0,770
Francie	-0,367	0,681
Irsko	-0,406	0,766
Itálie	-0,254	0,292
Japonsko	-0,152	0,654
Kanada	-0,432	0,805
Německo	-0,367	0,508
Nizozemsko	-0,511	0,617
Norsko	-0,294	0,617
Nový Zéland	-0,341	0,594
Portugalsko	-0,268	0,615
Rakousko	-0,136	0,213
Spojené státy americké	-0,454	0,821
Španělsko	-0,852	0,899
Švédsko	-0,524	0,619
Švýcarsko	-0,234	0,439
Velká Británie	-0,343	0,595

Zdroj: BALL, Laurence M.; LEIGH, Daniel; LOUNGANI, Prakash.³⁸

Absolutní hodnota Okunova koeficientu je u Španělska mnohem větší než u ostatních sledovaných zemí. Tento jev lze vysvětlit neobvykle vysokým výskytem dočasných pracovních smluv. Reformy trhu práce v 80. letech 20. století usnadnily najímání pracovníků, což pro zaměstnavatele znamená najímání pracovníků na dobu určitou. V 90. letech a na přelomu století pak tyto smlouvy představovaly třetinu španělské zaměstnanosti.

Země s druhým nejmenším Okunovým koeficientem v absolutní hodnotě je Japonsko. Pravděpodobným vysvětlením může být japonská tradice tzv. „celoživotního zaměstnání“, kdy se firmy zdráhají propouštět zaměstnance. Nicméně tato tradice v Japonsku oslabuje, což dokazuje mírný růst Okunova koeficientu.

Nejnižší hodnotu Okunova koeficientu zaznamenali autoři u Rakouska, avšak důvod takto nízké hodnoty si nedokáží vysvětlit a označili rakouská data za matoucí, s odkazem na možný výzkum těchto dat v budoucnu.

³⁸ BALL, Laurence M.; LEIGH, Daniel; LOUNGANI, Prakash. *Okun's law: fit at fifty?*. National Bureau of Economic Research, 2013.

Třetí nejmenší absolutní hodnotu Okunova koeficientu nalezneme u Švýcarska. Možným vysvětlením je využívání zahraničních pracovníků. V návaznosti na to, zda zaměstnanost roste nebo klesá, přicházejí do země či z ní naopak odcházejí migrující pracovníci. Nezaměstnanost je tak v této zemi více méně stabilní.

Shrneme-li závěry této studie, zjistíme, že autoři považují Okunův zákon za významný a spolehlivý a zprávy o odchylkách od tohoto zákona jsou podle nich přehnané.

Dalším autorem, který se zabýval ověřením platnosti Okunova zákona, je Gert Schnabel. Ve své práci „Output trends and Okun's law“³⁹ navíc porovnal své výsledky Okunova koeficientu s výsledky dalších významných ekonomů, jimiž jsou Lee, Moosa a někteří další. Tyto jednotlivé odhady jsou zaznamenány v tabulce 2.

Výsledky Schnabelova výzkumu se do značné míry shodují s výsledky uvedenými v předchozí tabulce (tabulka 1). Nejnižší hodnotu Okunova koeficientu zaznamenali oba autoři u Japonska a naopak nejvyšší hodnotu zjistili u ekonomiky Španělska. Lee pak došel k velmi odlišným závěrům u Itálie a Nizozemska. Až na tuto výjimku se jinak výsledky jednotlivých autorů víceméně shodují.

³⁹ SCHNABEL, Gert. Output trends and Okun's law. 2002.

Tabulka 2: Porovnání odhadů Okunova koeficientu

Stát	Schnabel	Lee	Moosa	Další autoři
Spojené státy americké	(1954-2000) -0,42 (1990-2000) -0,44	(1955-96) -0,54	(1960-95) -0,46	(1948-88) -0,31 (Weber) (1960-96) -0,46 (Altig et al) (1990-95) -0,51 (Kahn) (1975-97) -0,44 (Buscher et al)
Japonsko	(1962-2000) -0,04 (1993-2000) -0,21	(1955-96) -0,23	(1960-95) -0,09	(1975-99) -0,21 (Haltmaier)
Německo	(1964-2000) -0,27 (1992-2000) -0,52	(1960-96) -0,40	(1960-95) -0,41	(1975-97) -0,27 (Buscher et al)
Francie	(1996-2000) -0,17 (1992-2000) -0,60	(1955-96) -0,34	(1960-95) -0,36	
Itálie	(1962-2000) -0,14 (1992-2000) -0,78	(1955-96) -0,92	(1960-95) -0,18	
Velká Británie	(1963-2000) -0,50 (1991-2000) -0,75	(1955-96) -0,72	(1960-95) -0,37	(1975-90) -0,41 (Buscher et al) (1991-96) -0,50 (Buscher et al)
Kanada	(1962-2000) -0,33 (1990-2000) -0,48	(1955-96) -0,60	(1960-95) -0,49	
Euro area	(1966-2000) -0,23 (1992-2000) -0,67			
Austrálie	(1961-2000) -0,36 (1991-2000) -0,50	(1955-96) -0,65		
Nizozemsko	(1971-2000) -0,65 (1992-2000) -0,58	(1955-96) -0,90		(1975-97) -0,37 (Buscher et al)
Španělsko	(1965-2000) -0,48 (1992-2000) -0,95			
Švédsko	(1961-2000) -0,25 (1991-2000) -0,38	(1955-96) -0,53		

Zdroj: SCHNABEL, Gert. Output trends and Okun's law. 2002.

Zatím byly v této diplomové práci zmiňovány převážně výsledky hodnocení platnosti Okunova zákona pro evropské státy, USA a některé další. Nyní budou zmíněny ještě výsledky zkoumání pro východní státy.

Ověřováním platnosti Okunova zákona se zabýval i Irfan Lal se svými kolegy a konkrétně se zabývali ekonomikou asijských států v článku „Test of Okun's Law in some Asian countries co-integration approach“.⁴⁰ Jejich nejzajímavějším poznatkem je, že přirozenou míru nezaměstnanosti v rozvojových zemích asijského regionu (zejména Pákistán a Indie) nelze předvídat, a to vzhledem k častým výkyvům míry inflace. Závěry Okunova zákona jsou

⁴⁰ LAL, Irfan, et al. Test of Okun's Law in some Asian countries co-integration approach. *European Journal of Scientific Research*, 2010, 40.1: 73-80.

přítom pro hospodářskou politiku důležité v tom smyslu, že ekonomové mohou předvídat průběh nezaměstnanosti v budoucnu a s tím souvisí i důležitost předvídání nákladů na nezaměstnanost.

Jejich výsledky pro některé rozvojové země se ovšem s Okunovým zákonem moc neshodují, a to z důvodu asymetrických problémů. Dle jejich názoru by Okunův zákon neměl být v rozvojových zemích vůbec aplikován. Různé asijské rozvojové země se staly příkladem států, které úspěšně odstraňují problém nezaměstnanosti. Těmito státy jsou např. Korea, Malajsie, Singapur nebo Čína. Tyto státy poměrně rychle rostou díky politické stabilitě a dobrému vládnutí. Státy jako Pákistán, Bangladéš, Sri Lanka, ale také indické vlády apolitičtí představitelé by měli přijmout tento vzor vyplývající z těchto asijských zemí.

Závěry z této jejich práce jsou uvedeny v tabulce 3.

Tabulka 3: Odhad Okunova koeficientu u asijských zemí

Stát	Odhad koeficientu
Pákistán	-0,03
Bangladéš	-0,08
Indie	-0,29
Sri Lanka	-0,12
Čína	-0,56

Zdroj: LAL, Irfan, et al., 2010,

V tabulce 3 můžeme vidět značnou rozdílnost v odhadu Okunova koeficientu zejména u Pákistánu, ale i Bangladéše a Číny. Možné důvody této rozdílnosti byly již uvedeny v textu výše. Otázkou však zůstává dostupnost a spolehlivost údajů poskytnutých těmito rozvojovými zeměmi.

2.3 Shrnutí

Platnost Okunova zákona byla od jeho uveřejnění již mnohokrát ověřována ekonomy v různých státech světa. I když se závěry některých ekonomů mírně lišily, většinou se shodují v potvrzení platnosti Okunova zákona, a to především prostřednictvím výpočtu Okunova koeficientu. Také výzkumy prováděné v České republice vykazují víceméně shodu s Okunovými závěry a autoři studií považují Okunův zákon za velmi významný. Závěry Okunova zákona jsou pro hospodářskou politiku důležité zejména v tom smyslu, že ekonomové mohou předvídat průběh nezaměstnanosti v budoucnu a s tím souvisí i důležitost předvídání nákladů na nezaměstnanost.

Ekonomové upozorňují na možné příčiny rozdílností výsledků, kterými mohou být například různě dlouhá časová období, pro která se výpočty provádějí. Významným faktorem pak může být i rozdílný způsob zaměstnávání pracovníků.

Jako naprosto nevhodné pro ověření platnosti Okunova zákona se ukázaly některé asijské státy, a to z důvodu dlouhodobých problémů s nezaměstnaností a častých výkyvů inflace. Otázkou však zůstává dostupnost a spolehlivost údajů poskytnutých těmito rozvojovými zeměmi.

3 VÝVOJ NEZAMĚSTNANOSTI A HDP V ČR

Samotnému ověření platnosti Okunova zákona bude ještě předcházet tato kapitola mapující vývoj dvou základních veličin důležitých pro výpočet, kterými jsou nezaměstnanost a hrubý domácí produkt.

Jako první bude představena nezaměstnanost, tedy její vývoj a metodiky, kterými se míra nezaměstnanosti určuje.

3.1 Vývoj nezaměstnanosti v České republice

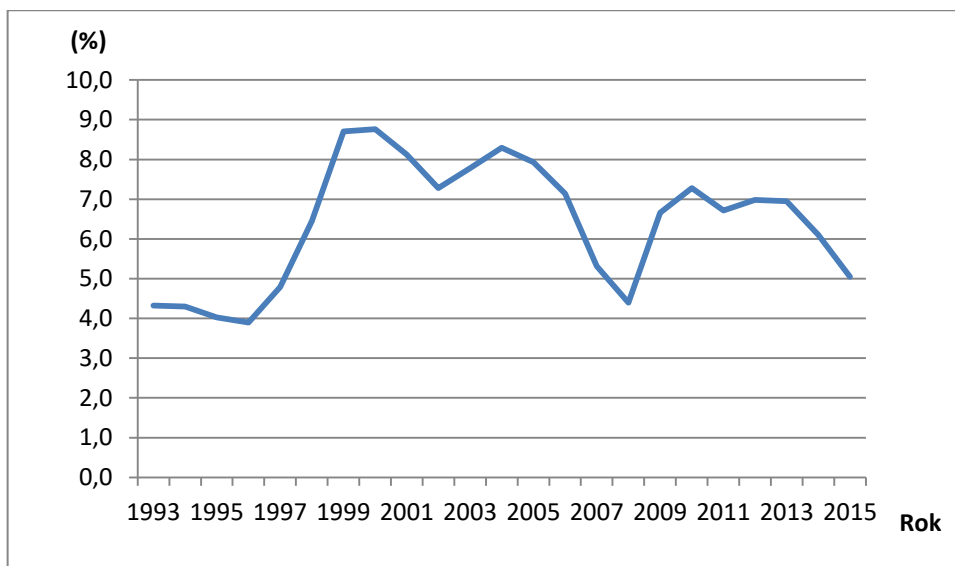
Ještě než bude názorně představen vývoj nezaměstnanosti v České republice, budou blíže určeny metodiky, kterými se míra nezaměstnanosti zjišťuje. Již v první kapitole byl zmíněn základní vzorec pro výpočet nezaměstnanosti. Nicméně v České republice se můžeme setkat s různými přístupy k měření míry nezaměstnanosti. K určení míry nezaměstnanosti se využívají dva ukazatele, a to:

- obecná míra nezaměstnanosti,
- míra registrované nezaměstnanosti.

Obecná míra nezaměstnanosti

Obecná míra nezaměstnanosti je počítána jako podíl počtu nezaměstnaných na celkové pracovní síle (v procentech), kde čítec i jmenovatel jsou ukazatele konstruované podle mezinárodních definic a doporučení (Eurostatu a Mezinárodní organizace práce - ILO). Jedná se o odhady z výběrového šetření pracovních sil (VŠPS). Přičemž předmětem šetření jsou všechny osoby obvykle bydlící v soukromých domácnostech. Šetření se tedy nevztahuje na osoby bydlící dlouhodobě v hromadných ubytovacích zařízeních. Právě z tohoto důvodu jsou údaje za určité skupiny obyvatelstva, zejména za cizí státní příslušníky žijící a pracující na území republiky, k dispozici v omezené míře. Jedná se však o mezinárodně srovnatelný ukazatel, který je pro mezinárodní srovnání určitě nejvhodnější volbou. Tento ukazatel je využíván Českým statistickým úřadem.

Následující obrázek (obrázek 2) znázorňuje obecnou míru nezaměstnanosti v České republice za období 1993 až 2015.



Obrázek 2: Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v ČR za období 1993-2015

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ⁴¹

Míra registrované nezaměstnanosti

Míra registrované nezaměstnanosti podle původní metodiky je počítána jako podíl, kde je v čitateli počet neumístěných uchazečů o zaměstnání registrovaných na úřadech práce k poslednímu dni sledovaného období (zdrojem dat je Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR) a ve jmenovateli pracovní síla, tj.⁴²

- a) počet pracovníků ve všech sektorech národního hospodářství s jediným nebo hlavním zaměstnáním vč. žen na mateřské a další mateřské dovolené (z podnikového zjišťování) + počet neumístěných uchazečů o zaměstnání registrovaných na úřadech práce k poslednímu dni sledovaného období (do konce 1. čtvrtletí 1994),
- b) počet zaměstnaných z výběrových šetření pracovních sil (klouzavý roční průměr) + počet neumístěných uchazečů o zaměstnání registrovaných na úřadech práce k poslednímu dni sledovaného období (od 2. čtvrtletí 1994 do konce roku 1996),
- c) počet zaměstnaných z výběrových šetření pracovních sil (klouzavý roční průměr) + neumístěných uchazečů o zaměstnání registrovaných na úřadech práce (vše klouzavý roční průměr). Do zaměstnanosti se na rozdíl od předchozích období nezapočítávají ženy na další mateřské dovolené (od 1. čtvrtletí 1997).

⁴¹ Český statistický úřad. Základní charakteristiky ekonomického postavení obyvatelstva ve věku 15 a více let. *Český statistický úřad*. [online]. [cit. 2017-02-15]. Dostupné z: https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt-parametry&z=T&f=TABULKA&sp=A&skupId=426&katalog=30853&pvo=ZAM01-C&str=v467&c=v3~8__RP2015&u=v413__VUZEMI__97__19

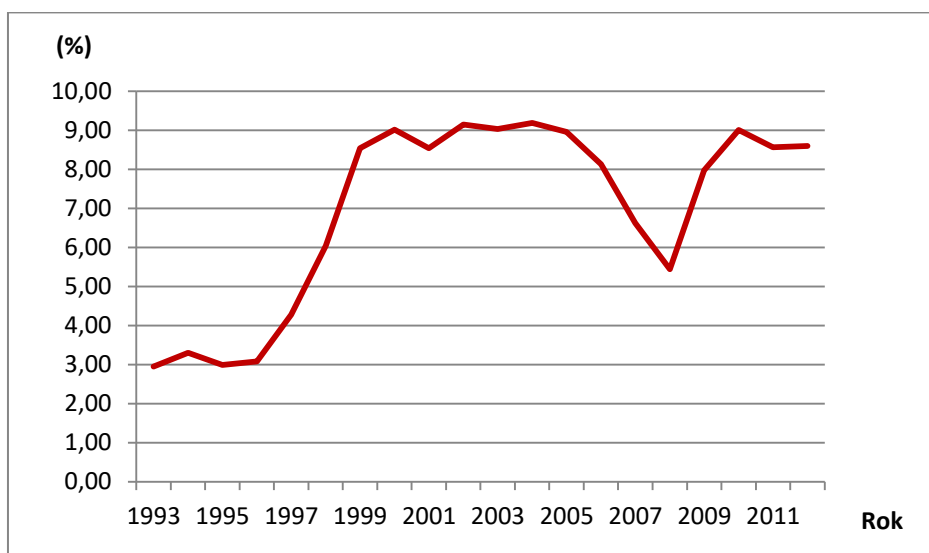
⁴² Český statistický úřad. Hlavní makroekonomické ukazatele. *Český statistický úřad*. [online]. 2. 1. 2017. [cit. 2017-01-23]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hmu_cr

Od 3. čtvrtletí 2004 přistoupilo Ministerstvo práce a sociálních věcí k metodické změně spočívající v odlišném zahrnování některých skupin osob jak do čitatele, tak do jmenovatele. V čitateli je počet tzv. dosažitelných neumístěných uchazečů o zaměstnání (vč. občanů ČR a občanů Evropské unie (EU), resp. Evropského hospodářského prostoru (EHP)). Jsou to evidovaní nezaměstnaní ke konci období, kteří mohou ihned nastoupit do zaměstnání a ve jmenovateli pracovní síla, tj. počet zaměstnaných z VŠPS + počet zaměstnaných občanů EU (EHP) + počet pracujících cizinců ze třetích zemí s platným povolením k zaměstnání či živnostenským oprávněním + počet dosažitelných neumístěných uchazečů o zaměstnání (vše klouzavý roční průměr).

Tento ukazatel byl od roku 2013 nahrazen novým ukazatelem – **podíl nezaměstnaných osob na obyvatelstvu ve věku 15-64 let**. Čítatel (tj. počet evidovaných lidí bez práce) zůstal nezměněn, pouze se přizpůsobila věková skupina jmenovateli (15 – 64 let). Ve jmenovateli je pracovní síla nahrazena celkovým počtem obyvatel v tomto věku z bilance obyvatel. Data z tohoto zdroje jsou dostupná podle pohlaví až do úrovně obcí.

Nový ukazatel vyjadřuje podíl nezaměstnaných ze všech obyvatel v daném věku, zatímco míra nezaměstnanosti poměří uchazeče o zaměstnání pouze k ekonomicky aktivním osobám, což je obtížněji interpretovatelné.⁴³

Z důvodu ukončení měření míry registrované nezaměstnanosti je tato míra znázorněná v obrázku 3 pouze za roky 1993-2012.

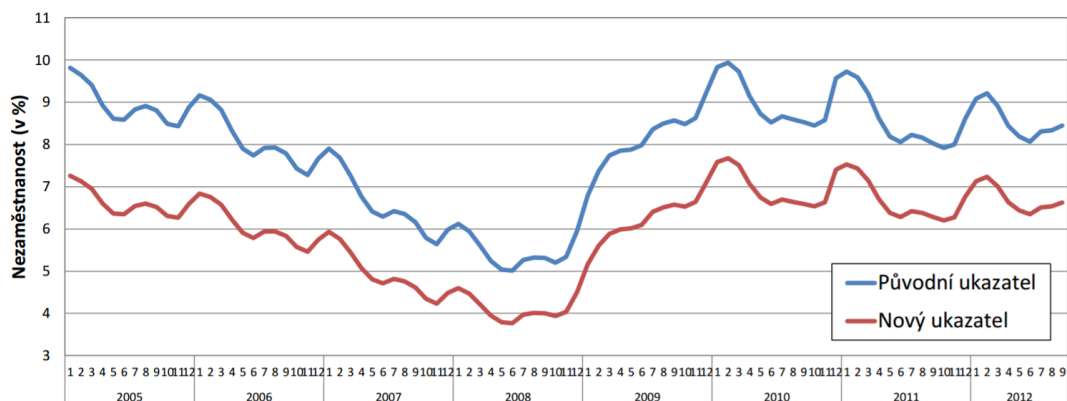


Obrázek 3: Vývoj míry registrované nezaměstnanosti v ČR za období 1993-2012

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ⁴⁴

⁴³ Český statistický úřad. Změna výpočtu ukazatele registrované nezaměstnanosti. *Český statistický úřad*. [online]. 7. 11. 2012. [cit. 2017-01-23]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zmena_vypoctu_ukazatele_registrovane_nezamestnanosti20121107

Pro znázornění rozdílu mezi původním ukazatelem míry registrované nezaměstnanosti a novým ukazatelem (tedy podíl nezaměstnaných osob) je zde uveden graf na obrázku 4.

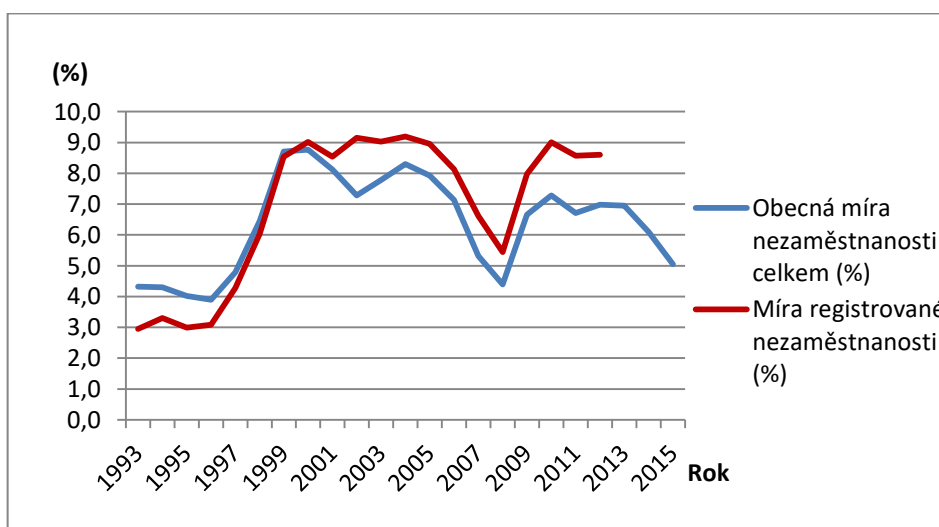


Obrázek 4: Původní a nový ukazatel registrované nezaměstnanosti, vývoj 2005-2012

Zdroj: Ministerstvo práce a sociálních věcí⁴⁵

Jak je z obrázku 4 patrné, nový ukazatel vykazuje mnohem nižší hodnoty míry nezaměstnanosti než původní ukazatel. Někde tento rozdíl dosahuje i více než 2 %.

Na následujícím obrázku je znázorněno porovnání obecné míry nezaměstnanosti a míry registrované nezaměstnanosti.



Obrázek 5: Porovnání obecné míry nezaměstnanosti a míry registrované nezaměstnanosti

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ⁴⁶

⁴⁴ Český statistický úřad. Základní charakteristiky ekonomického postavení obyvatelstva ve věku 15 a více let. Český statistický úřad. [online]. [cit. 2017-02-15]. Dostupné z: https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt-parametry&z=T&f=TABULKA&sp=A&skupId=426&katalog=30853&pvo=ZAM01-C&str=v467&c=v3~8__RP2015&u=v413__VUZEMI_97_19

⁴⁵ Ministerstvo práce a sociálních věcí. Nový ukazatel registrované nezaměstnanosti v ČR. Ministerstvo práce a sociálních věcí. [online]. 7. 11. 2012. [cit. 2017-01-23]. Dostupné z: http://www.mpsv.cz/files/clanky/13857/podil_nezamestnanych.pdf

Pro lepší přehlednost v naměřených hodnotách obecné míry nezaměstnanosti a registrované míry nezaměstnanosti jsou grafy doplněny následující tabulkou 4. Z již výše uvedených důvodů jsou hodnoty u míry registrované nezaměstnanosti uváděny pouze do roku 2012.

Tabulka 4: Míra nezaměstnanosti v ČR za období 1993-2015

Rok	Obecná míra nezaměstnanosti celkem (%)	Míra registrované nezaměstnanosti (%)
1993	4,3	2,95
1994	4,3	3,30
1995	4,0	2,99
1996	3,9	3,08
1997	4,8	4,28
1998	6,5	6,04
1999	8,7	8,54
2000	8,8	9,02
2001	8,1	8,54
2002	7,3	9,15
2003	7,8	9,03
2004	8,3	9,19
2005	7,9	8,96
2006	7,1	8,13
2007	5,3	6,62
2008	4,4	5,44
2009	6,7	7,98
2010	7,3	9,01
2011	6,7	8,57
2012	7,0	8,60
2013	7,0	-
2014	6,1	-
2015	5,0	-

Zdroj: ČSÚ⁴⁷

Obě křivky na obrázku 4 (jakož i data v tabulce 4) vykazují, až na některé menší odchylky, zhruba stejný průběh, přičemž od roku 2000 je míra registrované nezaměstnanosti až do konce jejího měření (do konce roku 2012) nad křivkou obecné míry nezaměstnanosti. Velký nárůst nezaměstnanosti byl u obou způsobů měření zaznamenán od roku 1997 do roku 2001. Trh práce lze v období 1992-96 hodnotit jako relativně stabilizovaný, avšak již koncem tohoto období se začínají objevovat některé problémy, které se výrazně projeví právě v roce 1997.

⁴⁶ Český statistický úřad. Základní charakteristiky ekonomického postavení obyvatelstva ve věku 15 a více let. *Český statistický úřad*. [online]. [cit. 2017-02-15]. Dostupné z: https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt-parametry&z=T&f=TABULKA&sp=A&skupId=426&katalog=30853&pvo=ZAM01-C&str=v467&c=v3~8_RP2015&u=v413_VUZEMI_97_19

⁴⁷ Český statistický úřad. Základní charakteristiky ekonomického postavení obyvatelstva ve věku 15 a více let. *Český statistický úřad*. [online]. [cit. 2017-02-15]. Dostupné z: https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt-parametry&z=T&f=TABULKA&sp=A&skupId=426&katalog=30853&pvo=ZAM01-C&str=v467&c=v3~8_RP2015&u=v413_VUZEMI_97_19

Ve struktuře nezaměstnaných se zformovala skupina dlouhodobě a opakovaně nezaměstnaných. Stejný objem finančních prostředků na opatření v rámci aktivní politiky zaměstnanosti v posledních letech umožňoval zařadit do těchto opatření pouze omezený počet uchazečů a stouply také výdaje na tzv. pasivní politiku zaměstnanosti.

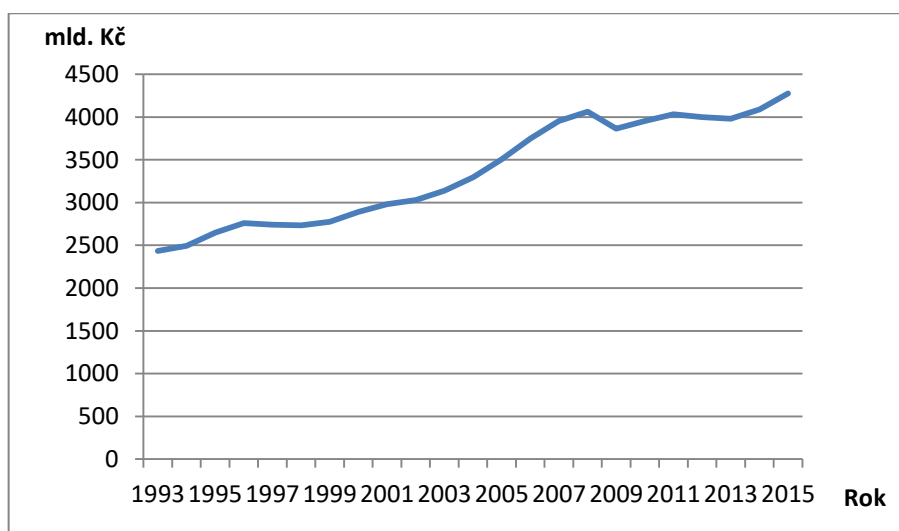
V důsledku zpomalení hospodářského vývoje, procesu snižování přebytečné zaměstnanosti a tím i růstu produktivity práce, začala nabídka pracovních sil převyšovat poptávku, což se promítlo v prakticky plošném růstu nezaměstnanosti. Růst počtu osob dlouhodobě nezaměstnaných stále dál pokračoval. K pozitivnímu vývoji tohoto ukazatele přispěly i dobré ekonomické podmínky. V období 2003-2005 se Česká republika stala společně se Slovenskem nejrychleji rostoucí ekonomikou ve střední Evropě. Hlavním tahounem ekonomického růstu byl zahraniční obchod.

K poklesu nezaměstnanosti přispělo i působení legislativních opatření obsažených v novém zákoně o zaměstnanosti č. 435/2004 Sb., který nabyl účinnost 1. října 2004 a který komplexně upravuje zaměstnanost. Další nárůst nezaměstnanosti se pak v ČR vyskytoval od roku 2009 do roku 2010, a to zřejmě v důsledku hospodářské krize, která se stala celosvětovým problémem. Od roku 2011 až po současnost pak nezaměstnanost neustále klesá a dokonce dosáhla i hodnoty 5 %, tedy hodnoty, která obecně odpovídá přirozené míře nezaměstnanosti.

3.2 Vývoj hrubého domácího produktu v České republice

V této podkapitole bude stručně nastíněn vývoj hrubého domácího produktu v České republice. Jak v této části práce, tak i v následné výpočtové a ověřovací části bude brán v úvahu reálný hrubý domácí produkt, tedy ve stálých cenách. Český statistický úřad poskytuje tyto hodnoty v cenách roku 2010.

Stejně jako u vývoje nezaměstnanosti, bude i u vývoje hrubého domácího produktu uveden graf popisující tento vývoj doplněný přehlednou tabulkou a následným komentářem. Graf popisující vývoj HDP v cenách roku 2010 můžeme vidět na obrázku 6.



Obrázek 6: Vývoj HDP v ČR za období 1993-2015

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ⁴⁸

I v tomto případě bude ještě pro větší přehlednost uvedena tabulka s odpovídajícími hodnotami, která je navíc doplněna růstem reálného HDP.

Tabulka 5: Hrubý domácí produkt a reálný růst v letech 1993-2015

Rok	Hrubý domácí produkt (mld. Kč)	Růst reálného HDP (%)
1993	2435,372	1,0
1994	2493,571	2,4
1995	2647,661	6,2
1996	2761,055	4,3
1997	2742,438	-0,7
1998	2733,771	-0,3
1999	2773,084	1,4
2000	2892,164	4,3
2001	2980,419	3,1
2002	3029,505	1,6
2003	3138,623	3,6
2004	3293,905	4,9
2005	3506,107	6,4
2006	3747,206	6,9
2007	3954,399	5,5
2008	4061,601	2,7
2009	3864,947	-4,8
2010	3953,651	2,3
2011	4032,910	2,0
2012	4000,653	-0,8
2013	3981,303	-0,5
2014	4089,400	2,7
2015	4274,880	4,5

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ⁴⁹

⁴⁸ Český statistický úřad. Hlavní makroekonomické ukazatele. *Český statistický úřad*. [online]. 2. 1. 2017. [cit. 2017-01-23]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hmu_cr

Z grafu i tabulky je patrné, že v několika letech došlo k poklesu HDP, a to konkrétně v letech 1997, 1998, 2009, 2012 a 2013. Česká ekonomika podlehla na přelomu let 1996 a 1997 malé recesi, která se projevila v poklesu HDP ještě v roce 1998. Větší růst byl zaznamenán v letech 2000 a 2001, což bylo zapříčiněno hlavně vývozem do EU (především do Německa), přílivem zahraničních investic a domácí poptávkou. Po vstupu České republiky do EU (2004) nabral růst vysoké tempo, kdy dosahoval téměř 7 % v roce 2006. V roce 2009 opět poklesl HDP zřejmě v důsledku hospodářské krize. Česká ekonomika se v té době nacházela ve fázi recese. Další pokles HDP nastal v letech 2012 a 2013, tedy opět v době recese.

Vztah mezi nezaměstnaností a reálným produktem bude hlavní náplní následující kapitoly zaměřené na samotné ověření platnosti Okunova zákona.

⁴⁹ Český statistický úřad. Hlavní makroekonomické ukazatele. *Český statistický úřad*. [online]. 2. 1. 2017. [cit. 2017-01-23]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hmu_cr

4 PLATNOST OKUNOVA ZÁKONA V ČR

Tato kapitola bude věnována převážně práci s daty a na jejím konci bude následovat shrnutí a vyhodnocení analýzy dat, přičemž bude odvozen závěr, zda Okunův zákon platí i pro prostředí České republiky, či ne.

Pro analýzu byla vybrána data, která poskytuje Český statistický úřad. Na rozdíl od ročních dat využitých v předchozí kapitole se zde konkrétně jedná o čtvrtletní data reálného hrubého domácího produktu v cenách roku 2010 (sezónně očištěno) a o čtvrtletní data obecné míry nezaměstnanosti. Jelikož zjišťujeme jejich vzájemný vztah, budou obě skupiny dat za stejné období, a to od prvního čtvrtletí roku 1996 až do čtvrtého čtvrtletí roku 2015. Jedná se tedy o období dvaceti let.

4.1 Metody pro práci s daty

Ještě předtím, než budou představeny modely pro zjištění Okunova koeficientu a tím ověřena či vyvrácena platnost Okunova zákona v podmínkách České republiky, budou stručně nastíněny metody, které budou využity při analýze dat. Jedná se o metodu nejmenších čtverců, Hodrick-Prescottův filtr (HP filtr) a metodu založenou na časovém trendu.

4.1.1 Metoda nejmenších čtverců

K odhadu Okunova koeficientu budou v této práci použity různé modely, nicméně na všechny modely bude aplikována metoda nejmenších čtverců (OLS), jakožto stěžejní metoda v regresní analýze. Lineární regresní model vychází z předpokladu existence lineárního vztahu mezi dvěma proměnnými, jež lze zapsat pomocí regresní přímky.

Ovšem v realitě se setkáme i s faktory (např. chyba měření), které způsobí, že pozorovaná data nebudou ležet přímo na přímce, ale budou ležet v blízkosti této přímky. Do modelu je proto přidána náhodná složka (chybový člen). Lineární regresní model tak lze zapsat ve tvaru:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t, \quad (12)$$

kde:

- Y_t je závislá proměnná,
- α je úroňová konstanta,
- β je sklon přímky (v našem případě Okunův koeficient),
- X_t je vysvětlující proměnná,

ε_t je náhodná složka.

Nahrazením koeficientů jejich odhady lze po úpravě z přímky získat odchylky (rezidua) od skutečné přímky, přičemž odhady se značí stříškou nad koeficienty a rezidua se značí $\hat{\varepsilon}_t$. Velikost reziduí je měřena pomocí součtu čtverců reziduí a principem metody nejmenších čtverců je získání právě takových odhadů, které mají součet čtverců reziduí nejmenší.

Pro získání korektních odhadů Okunova koeficientu je třeba splnit následující předpoklady OLS:

- homoskedasticita náhodných složek,
- normalita náhodných složek,
- nekorelovanost náhodných složek.

Nyní budou tyto tři předpoklady stručně představeny.

Homoskedasticita

Homoskedasticita znamená shodu rozptylu náhodných složek v rámci jednotlivých pozorování. V případě porušení tohoto předpokladu nastává heteroskedasticita a může tak dojít ke zkreslení významnosti koeficientů a negativnímu dopadu na vlastnosti odhadu OLS. Homoskedasticita bude ověřována pomocí Whiteova testu, přičemž nulovou hypotézou je tvrzení, že v modelu není přítomna heteroskedasticita.

Normalita

Normalita vyžaduje normální rozdělení náhodných složek. Tento předpoklad bude testován testem normality reziduí. V tomto případě je nulovou hypotézou tvrzení, že jsou rezidua normálně rozdělena

Nekorelovanost

Předpoklad nekorelovanosti znamená, že chyby regrese jsou pro různá pozorování vzájemně nekorelované. Problémem u časových řad je právě autokorelace, kdy jsou spolu sousední hodnoty často korelovány. Nekorelovanost bude testována pomocí Durbin-Watsonovy statistiky, přičemž předpoklad nekorelovanosti je splněn přibližně okolo hodnoty 2.

U každého modelu bude dále posuzována jeho vhodnost, a to pomocí F-testu a koeficientu determinace.

F-test

F-test testuje statistickou významnost modelu jako celku. Nulová hypotéza nám říká, že všechny proměnné jsou nevýznamné, tudíž pokud je model jako celek významný, tak nulovou hypotézu zamítneme.

Koeficient determinace

Koeficient determinace (značený R^2) udává, jak vhodný je pro odhad konkrétní model. Vyjadřuje podíl celkové variability závislé proměnné, která může být vysvětlena vysvětlující proměnnou. Koeficient se pohybuje v intervalu od 0 do 1, přičemž platí, že čím více se číslo blíží hodnotě 1, tím má model větší vypočítací schopnost.

4.1.2 Hodrick-Prescottův filtr

U modelů obsahujících proměnné mezeru nezaměstnanosti a mezeru produktu je nezbytné nejprve získat odhady těchto mezer, a to z dat HDP a nezaměstnanosti, přičemž k získání cyklických složek pro tyto modely existuje několik metod. V této práci bude využit Hodrick-Prescottův filtr a časový trend.

Časové řady jsou podle autorů Hodricka a Prescottta sumou cyklické a růstové složky, což lze zapsat jako:

$$y_t = g_t + c_t, \quad (13)$$

kde:

g_t je růstová složka,

c_t je cyklická složka, přičemž cyklická složka je odchylka od růstové složky.

Index t představuje čas $t = 1 \dots T$.

Pro získání cyklické složky byla dále vytvořena rovnice:

$$\text{Min}_{\{g_t\}_{t=-1}^T} = \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\} \quad (14)$$

kde $c_t = y_t - g_t$.⁵⁰ Parametr λ je kladné číslo penalizující variabilitu v řadě růstové složky. Čím je hodnota tohoto parametru větší, tím hladší je výsledná řada. Autoři Hodrick a Prescott

⁵⁰ HODRICK, Robert J.; PRESCOTT, Edward C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, 1997, 1-16.

doporučují pro čtvrtletní data hodnotu $\lambda = 1600$. Pro roční hodnoty se doporučují $\lambda = 100$ a pro měsíční hodnoty $\lambda = 14\,400$.⁵¹

4.1.3 Metoda založená na časovém trendu

Pokud bychom předpokládali, že potenciální produkt roste exponenciálně, tedy že jednotlivá tempa růstu jsou konstantní, můžeme získat odhad produkční mezery jako rezidua z regresní rovnice, kde na levé straně bude logaritmus skutečného HDP a na straně pravé konstanta a časový trend. Tento vztah zachycuje následující rovnice:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 T_t + \varepsilon_t . \quad (15)$$

Časový trend má v prvním období hodnotu $T_1 = 1$ a v dalších obdobích pak $T_t = T_{t-1} - 1$. Jedná se o celočíselné hodnoty tohoto trendu. Pro získání koeficientů β_0 a β_1 je na rovnici aplikován odhad OLS.

4.2 Modely a odhad Okunova koeficientu

Nyní se dostáváme k samotnému výpočtu Okunova koeficientu. V této části kapitoly bude pozornost věnována dvěma nejvýznamnějším interpretacím Okunova zákona. Jedná se o diferenční verzi a gapovou verzi (viz kapitola 1.3.1). U každé této verze bude zjišťován Okunův koeficient, a to včetně ověření vhodnosti modelu tak, jak bylo uvedeno v textu výše. Konkrétně budou zkoumány tyto verze a modely:

- diferenční verze,
- gapová verze – HP filtr a lineární trend,
- modifikovaná gapová verze – HP filtr a lineární trend.

V závěru pak bude následovat shrnutí a porovnání zjištěných výsledků, na jejichž základě bude možné vyvodit konkrétní závěry zkoumání platnosti Okunova zákona.

4.2.1 Diferenční verze

Jako první bude v práci představena diferenční verze Okunova zákona, která byla blíže definována již v první kapitole. V tomto jednoduchém modelu se pracuje s růstem reálného výstupu a se změnou míry nezaměstnanosti. Obě skupiny dat jsou dostupné a není tedy potřeba pracovat s odhady. Pro lepší práci s daty je produkt zlogaritmován, tedy $y_t = \log Y_t$,

⁵¹ SLANÝ, Antonín. *Makroekonomická analýza a hospodářská politika*. Praha: C. H. Beck, 2003. Beckovy ekonomické učebnice.

obecná míra nezaměstnanosti, která je dostupná v procentech, je vydělena číslem 100. Model se řídí následující rovnicí:

$$\Delta U_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t, \quad (16)$$

kde:

- Δ značí první diferenci (nezaměstnanosti U a upraveného produktu y_t),
- β_0 představuje přirozenou míru nezaměstnanosti (tedy o kolik se změní míra nezaměstnanosti, pokud se nezmění výstup),
- β_1 je hledaný Okunův koeficient.

Tento model byl stejně jako ostatní modely zmíněné v této diplomové práci zpracován v programu *Gretl*.

Pro odhad Okunova koeficientu byla použita metoda nejmenších čtverců (OLS). Výsledky jsou uvedeny v tabulce 6.

Tabulka 6: OLS odhad Okunova koeficientu, diferenční verze

	Koeficient	směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota
β_0	0,00146476	0,000573786	2,553	0,0127 **
β_1	-0,238343	0,0548538	-4,345	4,20e-05 ***

Parametry modelu	
koeficient determinace	0,196909
p-hodnota (F)	0,000042
Durbin-Watsonova statistika	2,172515

Testy předpokladů	
Test normality s p-hodnotou	0,91531
Test heteroskedasticity s p-hodnotou	0,762368

Zdroj: vlastní výpočty

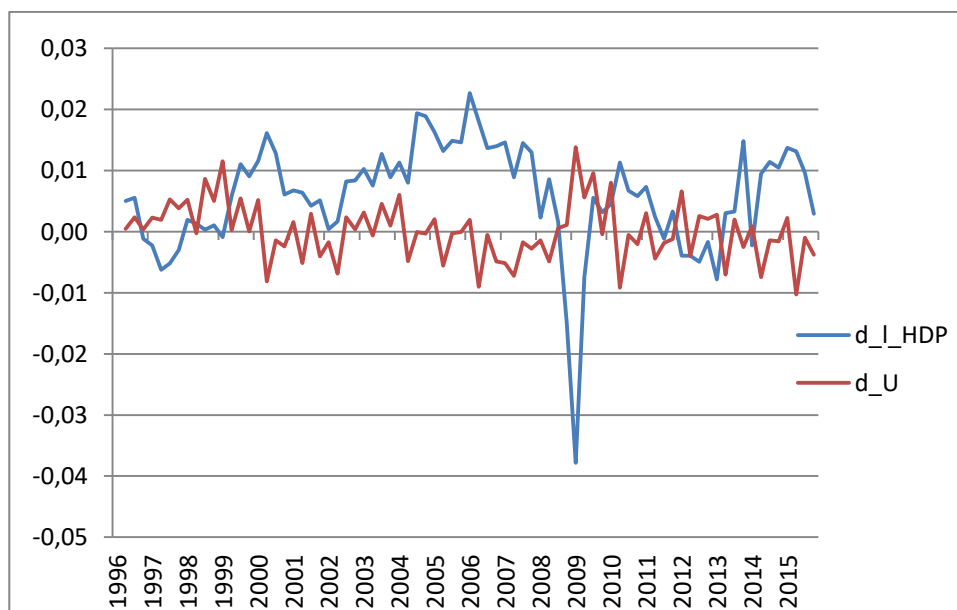
Koeficient β_0 značící změnu míry nezaměstnanosti v případě neměnného výstupu je roven 0,0015, což by představovalo růst míry nezaměstnanosti o 0,15 %. Počet hvězdiček u čísla p-hodnoty znázorňuje, jaká by měla být hladina významnosti, aby nulová hypotéza byla přijata, tedy *** - menší než 1%, ** - 1% až 5%, * - 5% až 10%.⁵² Proměnné v tomto modelu jsou tak statisticky významné. Okunův koeficient vychází jako hodnota -0,238. 1% růst výstupu ekonomiky by tak představoval snížení nezaměstnanosti o 0,24 %.

⁵² BIL, Jaroslav, Daniel NĚMEC a Martin POSPIŠ. *Gretl - uživatelská příručka* [online]. Brno, 2009 [cit. 2017-04-04]. Dostupné z: http://www.thunova.cz/wp-content/uploads/CZU/Manual_gretl.pdf. Masarykova univerzita.

Koeficient determinace je roven 0,197. Vysvětlující proměnná tak vysvětlila asi 20 % rozptylu závislé proměnné, což není zrovna nejlepší výsledek. Přibližně 20 % variability v míře nezaměstnanosti může být vysvětleno variabilitou ve výstupu ekonomiky. Navzdory tomuto poměrně nízkému číslu vychází p-hodnota F-testu menší než 0,05 a model jako celek tedy můžeme považovat za významný. Dle hodnoty Durbin-Watsonovy statistiky lze říci, že byl splněn i předpoklad nekorelovanosti.

Splněny byly také základní předpoklady normality reziduí a homoskedasticity, která byla testována pomocí Whiteova testu. V obou případech je p-hodnota větší než zvolená hodnota α ($\alpha = 0,05$) a nulové hypotézy definované v předpokladech tudíž nezamítáme.

Diferenční vztah HDP a nezaměstnanosti je znázorněn na obrázku 7 jako tempo růstu HDP a nezaměstnanosti. (Pro lepší výpočty a znázornění byla nezaměstnanost převedena na desetinné číslo a výstup ekonomiky byl zlogaritmován, jak již bylo uvedeno v textu výše.)



Obrázek 7: Tempo růstu HDP a nezaměstnanosti

Zdroj: vlastní zpracování

Z obrázku lze vypočítat vztah, který odpovídá předpokladu Okunova zákona – tedy když roste výstup ekonomiky, tak klesá nezaměstnanost. Velký pokles růstu HDP nastal v roce 2008 v důsledku reakce na krizi, jež zasáhla i další státy. Tento pokles souvisel se zvyšujícím se tempem růstu nezaměstnanosti. Lze tak konstatovat, že se jedná o inverzní vztah.

4.2.2 Gapová verze

Jako další bude zkoumána gapová verze Okunova zákona, která v sobě zahrnuje míru nezaměstnanosti a mezeru výstupu. Výchozí rovnice je pak následující:

$$U_t = \beta_0 + \beta_1 y_{tc}, \quad (17)$$

kde:

- U_t značí míru nezaměstnanosti,
- β_0 představuje přirozenou míru nezaměstnanosti,
- β_1 je opět hledaný Okunův koeficient,
- y_{tc} je mezeza výstupu (cyklická složka).

Cyklickou složku lze získat různými způsoby. V této práci je využit již dříve zmiňovaný Hodrick-Prešcottův filtr (HP filtr) a metoda lineárního trendu.

HP filtr

Pomocí HP filtru byla získána cyklická složka, tedy mezeza výstupu a na model byla opět aplikována metoda nejmenších čtverců. Výsledky pro tento model jsou uvedeny v tabulce 7.

Tabulka 7: OLS odhad Okunova koeficientu, gapová verze, HP filtr

	Koeficient	směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota
β_0	0,0673097	0,00134246	50,14	4,18e-061 ***
β_1	-0,446513	0,0737707	-6,053	4,67e-08 ***

Parametry modelu	
koeficient determinace	0,319582
p-hodnota (F)	4,67e-08
Durbin-Watsonova statistika	0,137082

Testy předpokladů	
Test normality s p-hodnotou	0,62046
Test heteroskedasticity s p-hodnotou	0,001181

Zdroj: vlastní výpočty

Koeficient β_0 značící změnu míry nezaměstnanosti v případě neměnného výstupu je v tomto případě roven 0,067, což by znamenalo, že přirozená míra nezaměstnanosti by byla asi 6,7 %. Opět je třeba uvést, že počet hvězdiček u čísla p-hodnoty znázorňuje, jaká by měla být hladina významnosti, aby nulová hypotéza byla přijata, tedy *** - menší než 1%, ** - 1% až 5%, * - 5% až 10%. Okunův koeficient vychází -0,447. 1% růst výstupu ekonomiky by tak představoval snížení nezaměstnanosti zhruba o 0,45 %.

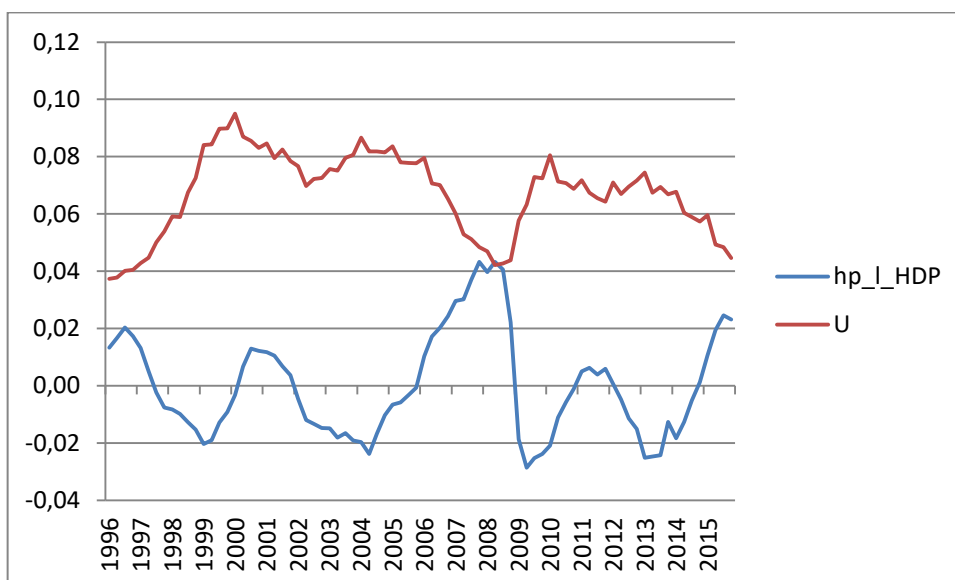
Koeficient determinace je roven 0,32. Vysvětlující proměnná tak vysvětlila asi 32 % rozptylu závislé proměnné, což je v porovnání s předchozím modelem lepší výsledek. Přibližně 32 % variability v míře nezaměstnanosti může být vysvětleno variabilitou v mezeře výstupu

ekonomiky. P-hodnota F-testu potvrzuje významnost modelu jako celku. Hodnota Durbin-Watsonovy statistiky naznačuje silnou pozitivní autokorelaci, jenž může způsobit zmenšení směrodatné odchylky a zapříčinit tak nadhodnocení statistické významnosti koeficientů. Ani v případě použití robustních směrodatných chyb však nenastala změna ve významnosti koeficientů.

U Whiteova testu heteroskedasticity vyšla p-hodnota nižší, a tak na hladině významnosti 0,05 zamítáme nulovou hypotézu o homoskedasticitě a lze tak říci, že v tomto modelu je problém s heteroskedasticitou, která může způsobovat ztrátu některých vlastností odhadů regresních koeficientů OLS. Intervalové odhady a testy významnosti parametrů jsou tak podhodnocené nebo nadhodnocené. Pro odstranění heteroskedasticity byly v modelu použity robustní směrodatné chyby, avšak tento problém se nepodařilo odstranit. Abychom mohli nulovou hypotézu přijmout, bylo by třeba zvolit hladinu významnosti nižší než 1 %. Předpoklad normality reziduí byl dle p-hodnoty splněn.

Nicméně model jako celek lze považovat za významný a vypočítací schopnost modelu je lepší než u předchozího modelu, kde však byly splněny veškeré předpoklady na model kladené.

Na následujícím obrázku 8 jsou stejně jako u předchozího modelu znázorněny použité veličiny – v tomto případě se jedná o míru nezaměstnanosti a mezeru výstupu, pro jejíž výpočet byl použit HP filtr.



Obrázek 8: Míra nezaměstnanosti a mezeru výstupu – HP filtr

Zdroj: vlastní zpracování

Jak je z obrázku patrné, i zde se jedná o inverzní vztah mezi výstupem a nezaměstnaností. Největší výkyv je opět v roce 2008, kdy míra nezaměstnanosti reaguje na pokles mezery výstupu.

Lineární trend

Na gapovou verzi modelu je dále aplikována metoda lineárního časového trendu (viz kapitola 4.1.3). Tabulka 8 uvádí výsledky tohoto modelu a je opět doplněna komentářem.

Tabulka 8: OLS odhad Okunova koef., gapová verze, lineární trend

	Koeficient	směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota
β_0	0,0673097	0,00147723	45,56	5,70e-058 ***
β_1	-0,130756	0,0320221	-4,083	0,0001 ***

Parametry modelu	
koeficient determinace	0,176115
p-hodnota (F)	0,000107
Durbin-Watsonova statistika	0,107624

Testy předpokladů	
Test normality s p-hodnotou	0,00970
Test heteroskedasticity s p-hodnotou	0,086047

Zdroj: vlastní výpočty

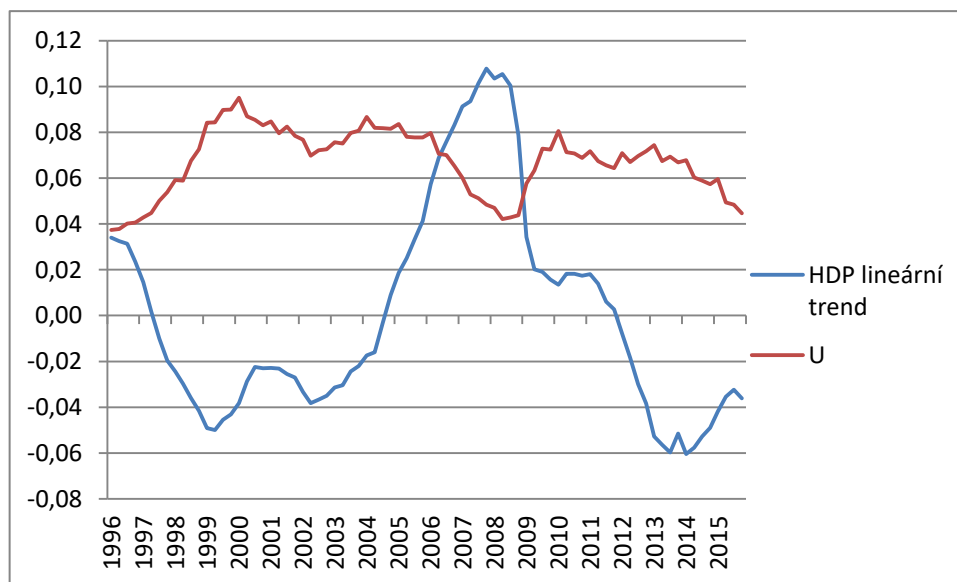
Koeficient β_0 je roven hodnotě 0,067, tedy stejný výsledek jako v případě použití HP filtru. Počet hvězdiček u čísla p-hodnoty opět znázorňuje, jaká by měla být hladina významnosti, aby nulová hypotéza byla přijata, tedy *** - menší než 1%, ** - 1% až 5%, * - 5% až 10%. Okunův koeficient vychází v tomto případě -0,131. 1% růst výstupu ekonomiky by tak představoval snížení nezaměstnanosti zhruba o 0,13 %.

Hodnota koeficientu determinace je 0,18 a vysvětlující proměnná by tedy vysvětlila asi 18 % rozptylu závislé proměnné, což je v rámci testovaných modelů nejhorší výsledek. Přibližně 18 % variability v míře nezaměstnanosti může být vysvětleno variabilitou v mezeře výstupu ekonomiky. P-hodnota F-testu i v tomto případě potvrzuje významnost modelu jako celku. Hodnota Durbin-Watsonovy statistiky i zde naznačuje silnou pozitivní autokorelaci. Avšak ani v případě použití robustních směrodatných chyb nenastala změna ve významnosti koeficientů.

Předpoklad homoskedasticity je na základě p-hodnoty u Whiteova testu heteroskedasticity splněn, nicméně p-hodnota testu normality reziduí vyšla nižší, a tak na hladině významnosti zamítáme nulovou hypotézu. V tomto případě by bylo potřeba zvolit hladinu významnosti menší než 1 %, aby byla nulová hypotéza přijata.

Nicméně model jako celek lze považovat za významný, ačkoli vypovídací schopnost modelu je horší než u předchozích modelů.

I v tomto případě jsou znázorněny použité veličiny v grafu, který potvrzuje inverzní vztah nezaměstnanosti a mezery výstupu.



Obrázek 9: Míra nezaměstnanosti a mezera výstupu – lineární trend

Zdroj: vlastní zpracování

V obrázku 9 jsou dány do souvislosti míra nezaměstnanosti a mezera výstupu ekonomiky, tentokrát za použití lineárního trendu. I v tomto grafu je patrný inverzní vztah, avšak výkyvy v mezeře výstupu jsou větší než v předchozím případě, kdy byl použit HP filtr.

4.2.3 Modifikovaná gapová verze

Do zkoumání byla zařazena ještě modifikovaná gapová verze, která je v současnosti stále více používána ekonomy, přičemž je zde vyřešen problém nestacionarity časové řady u nezaměstnanosti. Namísto míry nezaměstnanosti se zde užívá mezera nezaměstnanosti a rovnice tak vypadá následovně:

$$U_{tc} = \beta_1 y_{tc} + \varepsilon_t, \quad (18)$$

kde:

U_{tc} je mezera nezaměstnanosti (cyklická nezaměstnanost),

β_1 je Okunův koeficient,

y_{tc} je mezera výstupu.

Stejně jako u předchozí gapové verze je i zde použit model s využitím HP filtru a lineárního trendu.

HP filtr

Na data míry nezaměstnanosti a výstupu ekonomiky byl pro zjištění mezery nezaměstnanosti a produktu použit opět HP filtr. Výstupy tohoto modelu s použitím HP filtru jsou k vidění v tabulce 9.

Tabulka 9: OLS odhad Okunova koef., mod. gapová verze, HP filtr

	Koeficient	směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota
β_1	-0,260939	0,0386046	-6,759	2,25e-09 ***

Parametry modelu	
koeficient determinace	0,369380
p-hodnota (F)	2,25e-09
Durbin-Watsonova statistika	0,404125

Testy předpokladů	
Test normality s p-hodnotou	0,943833
Test heteroskedasticity s p-hodnotou	0,792617

Zdroj: vlastní výpočty

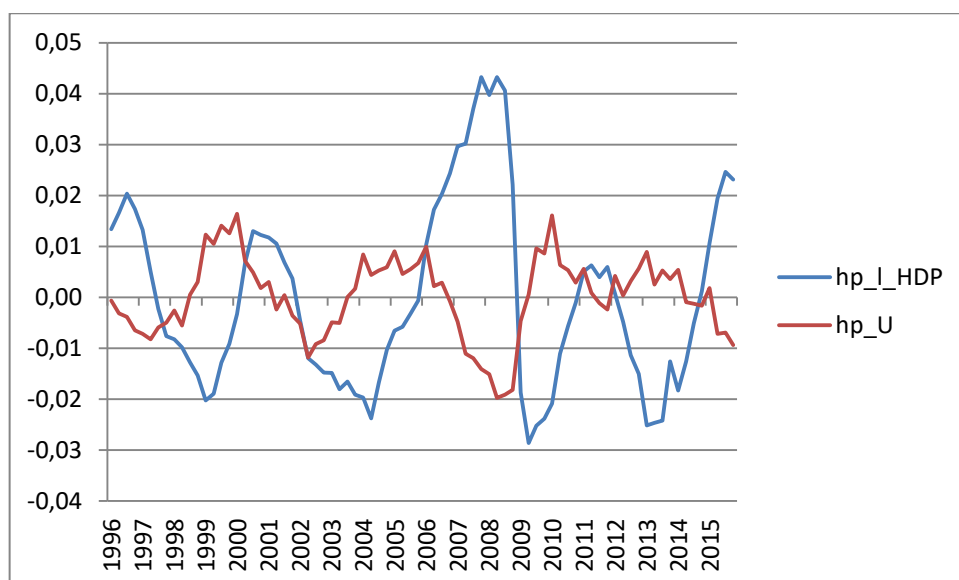
Okunův koeficient vychází jako hodnota -0,261. 1% růst výstupu ekonomiky by tak představoval snížení nezaměstnanosti o 0,26 %. Počet hvězdiček u čísla p-hodnoty opět znázorňuje, jaká by měla být hladina významnosti, aby nulová hypotéza byla přijata, tedy *** - menší než 1%, ** - 1% až 5%, * - 5% až 10%.

Koeficient determinace je roven 0,369. Vysvětlující proměnná tak vysvětlila asi 37 % rozptylu závislé proměnné, což není zrovna nejlepší výsledek. Přibližně 37 % variability mezery nezaměstnanosti tak může být vysvětleno variabilitou mezery výstupu dané ekonomiky. P-hodnota F-testu vychází menší než 0,05 a model jako celek lze tedy považovat za významný. Hodnota Durbin-Watsonovy statistiky opět naznačuje pozitivní autokorelaci. Ani v případě použití robustních směrodatných chyb však nenastala změna ve významnosti koeficientů.

Na základě p-hodnot Whiteova testu heteroskedasticity a testu normality reziduí lze tvrdit, že nulové hypotézy nezamítáme a základní předpoklady modelu byly splněny.

U tohoto modelu byly splněny základní předpoklady, model jako celek byl uznán významným a vypovídací schopnost modelu je nejlepší ze všech testovaných modelů.

Stejně jako u ostatních modelů, bude i zde představen graf se vzájemným vztahem dvou použitých veličin. Cyklická míra nezaměstnanosti a mezera výstupu zjištěné pomocí HP filtru jsou k vidění v obrázku 10.



Obrázek 10: Mezera výstupu a cyklická míra nezaměstnanosti – HP filtr

Zdroj: vlastní zpracování

Model modifikované gapové verze s použitím HP filtru k určení mezery výstupu a cyklické míry nezaměstnanosti nabízí graf s poměrně velkými výkyvy u obou veličin. Rovněž v tomto grafu je velmi výrazný rok 2008, kde je inverzní vztah veličin asi nejvíce patrný.

Lineární trend

I v případě modifikované gapové verze je použit lineární trend. Výsledky použití lineárního časového trendu s aplikací OLS odhadu jsou uvedeny v tabulce 10.

Tabulka 10: OLS odhad Okunova koef., mod. gapová verze, lineární trend

	Koeficient	směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota
β_1	-0,130756	0,0318364	-4,107	9,80e-05 ***

Parametry modelu	
koeficient determinace	0,177810
p-hodnota (F)	0,000098
Durbin-Watsonova statistika	0,108888

Testy předpokladů	
Test normality s p-hodnotou	0,00262
Test heteroskedasticity s p-hodnotou	0,010151

Zdroj: vlastní výpočty

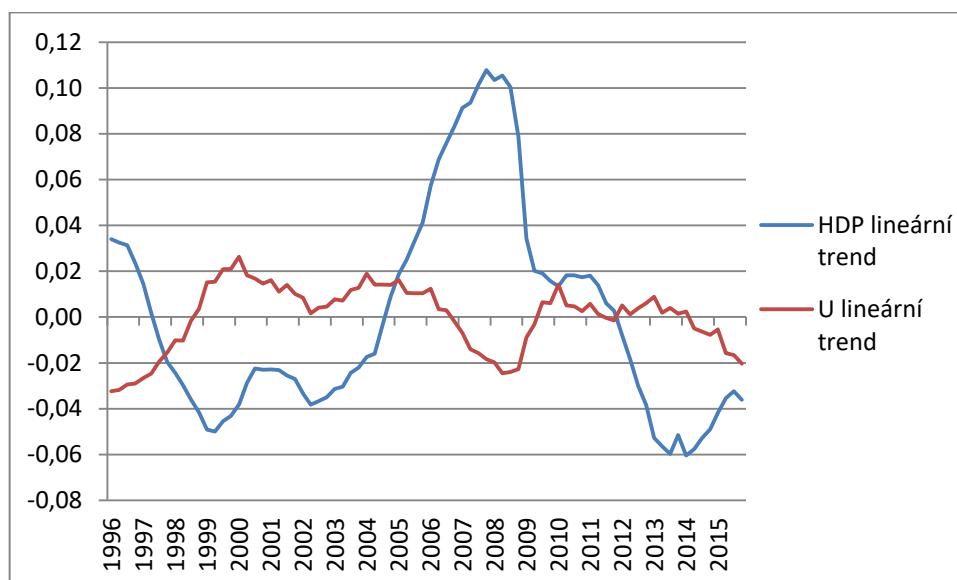
Okunův koeficient vychází -0,131. 1% růst výstupu ekonomiky by tak představoval snížení nezaměstnanosti zhruba o 0,13 %. Počet hvězdiček u čísla p-hodnoty opět znázorňuje, jaká by měla být hladina významnosti, aby nulová hypotéza byla přijata, tedy *** - menší než 1%, ** - 1% až 5%, * - 5% až 10%.

Koeficient determinace je roven 0,18, tedy stejně jako u modelu gapové verze za použití lineárního trendu. Vysvětlující proměnná tak vysvětlila asi 18 % rozptylu závislé proměnné, což je nejhorší výsledek z porovnávaných modelů. Přibližně 18 % variability v mezeře nezaměstnanosti může být vysvětleno variabilitou v mezeře výstupu ekonomiky. Významnost modelu jako celku je potvrzena na základě p-hodnoty F-testu. Hodnota Durbin-Watsonovy statistiky opět naznačuje silnou pozitivní autokorelaci, která může způsobit zmenšení směrodatné odchylky a zapříčinit tak nadhodnocení statistické významnosti koeficientů. Použití robustních chyb však ani v tomto případě nedostatek neodstranilo.

U tohoto modelu nebyl splněn předpoklad homoskedasticity na hladině významnosti 0,05, kterou uvažujeme u ostatních modelů. P-hodnota testu normality reziduí vyšla nižší. Na hladině významnosti tak zamítáme nulovou hypotézu. Hladina významnosti by musela být menší než 1 %, aby tato nulová hypotéza nebyla zamítnuta.

Navzdory nesplnění předpokladu normality a homoskedasticity a přítomnosti silné autokorelace v modelu, vyšla p-hodnota F-testu nižší než zvolená hladina významnosti, což značí významnost modelu jako celku. Vypovídací schopnost modelu je však oproti ostatním modelům nízká.

Poslední z uvedených modelů je doplněn obrázkem 11, který v grafu znázorňuje vztah cyklické míry nezaměstnanosti a mezery výstupu zjištěných pomocí metody lineárního trendu.



Obrázek 11: Mezera výstupu a cyklická míra nezaměstnanosti – lineární trend

Zdroj: vlastní zpracování

Průběh křivek je u tohoto modelu stejný jako u modelu gapové verze s využitím lineárního trendu. Až na drobné odchylky lze i zde pozorovat inverzní vztah mezi veličinami.

Zdrojová data pro všechny grafy ve zkoumaných modelech jsou součástí přílohy, uvedené na konci této práce.

4.3 Shrnutí výsledků

Za pomoci programu *Gretl* byly získány odhady Okunova koeficientu, a to za použití různých modelů. Výsledky byly zaznamenány do tabulek doplněných komentářem o vhodnosti modelu a splnění požadovaných předpokladů. U všech modelů byly rovněž uvedeny obrázky s grafy znázorňujícími vztah použitých veličin. Následující tabulka nabízí shrnutí všech dosažených výsledků.

Tabulka 11: Shrnutí výsledků

Model	Okunův koeficient	Koeficient determinace	F-test	Homoskedasticita	Normalita	Nekorelovanost
Diferenční verze	-0,24	0,20	ano	ano	ano	ano
Gapová v. – HP filtr	-0,45	0,32	ano	ne	ano	ne
Gapová v. – lineární trend	-0,13	0,18	ano	ano	ne	ne
Mod. gap. v. – HP filtr	-0,26	0,37	ano	ano	ano	ne
Mod. gap. v. – lin. trend	-0,13	0,18	ano	ne	ne	ne

Zdroj: vlastní zpracování

Pro vysvětlení je třeba připomenout, že vyhodnocení F-testu proběhlo na základě jeho p-hodnoty, homoskedasticita byla testována Whiteovým testem a jeho p-hodnotou, normalita je posouzena p-hodnotou testu normality reziduí a nekorelovanost či korelovanost je dána hodnotou Durbin-Watsonovy statistiky. Koeficient determinace nám udává vypovídací schopnost modelu. V rámci tohoto testování byla nejnižší hodnota koeficientu determinace 0,18 (tedy vypovídací schopnost modelu 18 %) a nejvyšší hodnota byla 0,37 (tedy 37 %). Vysvětlující proměnná (HDP a jeho modifikace) by tak v nejlepším případě vysvětlila 37 % vysvětlované proměnné (míra nezaměstnanosti a její modifikace). Tyto hodnoty jsou poměrně nízké a jedním z možných vysvětlení je malé množství dat. Ačkoli byla analyzována čtvrtletní data za období dvaceti let, v porovnání s množstvím dat u jiných států je to malý rozsah, který je způsoben absencí delší časové řady dat z důvodu relativně krátkého období existence České republiky jako samostatného státu. Dalším možným vysvětlením je menší vliv růstu HDP na míru nezaměstnanosti.

Jako nejlepší z hlediska splnění všech předpokladů vychází pravděpodobně hned první použitý model – diferenční verze Okunova zákona. U tohoto modelu jsou splněny všechny

předpoklady na model kladené, tedy předpoklad homoskedasticity, normality a nekorelovanosti. Navíc byl model jako celek uznán významným na základě p-hodnoty F-testu. Okunův koeficient vychází v tomto případě -0,24 a koeficient determinace nabývá hodnoty 0,20 (20 %), což je druhá nejnižší hodnota z provedených modelů.

Nejvhodnější model pro použití je model modifikované gapové verze s využitím HP filtru, který v porovnání s ostatními modely vychází velmi dobře. U tohoto modelu je navíc nejvyšší koeficient determinace, a to 0,37 (37 %). Jsou zde také splněny dva ze tří základních předpokladů – předpoklad homoskedasticity a normality. Stejně jako u dalších tří z pěti modelů, i tady není splněn předpoklad nekorelovanosti. Durbin-Watsonova statistika ukazuje na pozitivní autokorelaci, která se u časových řad často vyskytuje. Také tento model je dle p-hodnoty F-testu významný.

Druhou nejlepší vypovídací schopnost má model gapové verze s využitím HP filtru, a to 32 % (koeficient determinace je roven 0,32). Nebyly však splněny dva ze tří předpokladů – předpoklad homoskedasticity a nekorelovanosti. I když je model podle F-testu významný, porušení dvou ze tří základních předpokladů ho řadí spíše k modelům s horšími výsledky.

Stejné hodnoty Okunova koeficientu (-0,13) vykazují modely gapové verze a modifikované gapové verze, oba s využitím lineárního trendu. Totožná je i zaokrouhlená hodnota koeficientu determinace (0,18), kdy se jedná o nejnižší zjištěnou hodnotu tohoto koeficientu. Vypovídací schopnost modelu je tedy velmi nízká. Rovněž u těchto dvou modelů nebyly naplněny dva předpoklady (předpoklad normality a nekorelovanosti), u modelu modifikované gapové verze s využitím lineárního trendu nebyl na hladině významnosti 0,05 splněn dokonce ani třetí předpoklad (předpoklad homoskedasticity). Tyto dva modely jsou tedy nejméně vhodné.

U všech modelů je z grafů patrný inverzní vztah mezi veličinami použitými v daných modelech a křivky mají více méně stejný průběh.

5 VÝSLEDKY A FORMULACE DOPORUČENÍ

V předchozí kapitole byly uvedeny různé modely pro výpočet Okunova koeficientu. Jako nejlepší byl vyhodnocen model modifikované gapové verze s použitím HP filtru, a to na základě nejvyšší hodnoty koeficientu determinace, kdy tento koeficient dosahuje hodnoty 0,37. Přibližně 37 % variability mezery v míře nezaměstnanosti (cyklická míra nezaměstnanosti) tak může být vysvětleno variabilitou mezery výstupu dané ekonomiky. Okunův koeficient vychází v tomto případě -0,26. Růst výstupu ekonomiky o 1 % by tak představoval snížení nezaměstnanosti o 0,26 %.

Pokud bychom porovnali výsledky tohoto modelu se závěry různých studií, uvedených v této práci v kapitole 2, zjistíme, že dle studie „Okun's law: fit at fifty?“ je tento koeficient zhruba srovnatelný s výsledky zjištěnými v Itálii (hodnota Okunova koeficientu -0,254), Portugalsku (hodnota Okunova koeficientu -0,268), Norsku (hodnota Okunova koeficientu -0,294) a Švýcarsku (hodnota Okunova koeficientu -0,234).

V práci Gerta Schnabela se setkáme s podobnými výsledky u Německa za období 1964-2000 (Okunův koeficient -0,27), Švédska za období 1961-2000 (Okunův koeficient -0,25) a u průměru evropských zemí za období 1966-2000 (Okunův koeficient -0,23). Lee vykazuje podobné výsledky u Japonska za období 1955-96 (Okunův koeficient -0,23).

S obdobnými závěry přichází i Buscher, podle jehož závěrů byl u Německa za období 1975-97 Okunův koeficient -0,27 a u Japonska byl za stejné období Okunův koeficient -0,21. Shodné hodnoty jakých bylo dosaženo v této práci pro Českou republiku, byly naměřeny i Irfanem Lalem pro Indii (hodnota Okunova koeficientu -0,29).

Na základě porovnání výsledků České republiky (spolu se státy s podobnými výsledky uvedenými v textu výše) a ostatních států, jejichž hodnoty Okunova koeficientu jsou uvedeny v tabulkách v kapitole 2, lze konstatovat, že u České republiky není tak významný vztah mezi mírou nezaměstnanosti a výstupem ekonomiky, jako je tomu u jiných evropských i mimoevropských států. To platí pro všechny výsledky v této diplomové práci dosažené použitím různých modelů.

Vysoká míra zaměstnanosti, resp. nízká míra nezaměstnanosti a trvalý přiměřený hospodářský růst jsou cíli hospodářské politiky. Společně s dalšími dvěma cíli – nízkou stabilní mírou inflace a vnější ekonomickou rovnováhou představují hlavní cíle hospodářské politiky a tvoří tzv. magický čtyřúhelník, který byl blíže popsán v úvodu první kapitoly. Tyto cíle se snaží naplňovat nositelé hospodářské politiky, jimiž jsou především parlament, vláda, centrální

banka a další instituce, a to prostřednictvím nástrojů hospodářské politiky. Pro ovlivnění hospodářské situace země a chování spotřebitelů mohou nositelé hospodářské politiky využít např. úrokové sazby, změnu daňového zatížení, regulaci (příp. liberalizaci) cen a zahraničního obchodu a další nástroje.

Základní cíle hospodářské politiky uvedené výše však lze současně plnit jen velmi obtížně. A proto je důležité, aby nositelé hospodářské politiky volili správné zásahy do ekonomiky tak, aby co nejlépe reagovali na aktuální ekonomický vývoj a zajistili stabilitu a naplňování cílů do budoucna.

A zde nachází uplatnění právě Okunův zákon, díky kterému mohou ekonomové předvídat průběh nezaměstnanosti v budoucnu a s ní i související náklady na nezaměstnanost, resp. na provádění aktivní či pasivní politiky zaměstnanosti. Na základě sledování a predikce výstupu ekonomiky s ohledem na hospodářský cyklus tak lze pomocí Okunova koeficientu odhadnout i vývoj míry nezaměstnanosti v budoucnu.

Doporučením je však nejen Okunův zákon využívat v praxi, ale také jej průběžně ověřovat a aktualizovat vstupní data, jelikož jak je např. v tabulce 2 v druhé kapitole vidět, za různé období lze pro stejný stát získat odlišné výsledky. Určitě je také na místě vyhledávat a určovat další příčiny ovlivňující nezaměstnanost, protože jak plyne ze závěrů analýzy a jak již bylo popsáno výše, výstup ekonomiky nemá na nezaměstnanost v České republice takový vliv, jako třeba u jiných států.

Inverzní vztah míry nezaměstnanosti a výstupu ekonomiky lze v České republice považovat zhruba za středně závislý, ovšem v porovnání s výsledky jiných států je už tato závislost menší. Nízká vypovídací schopnost modelu pro ČR naznačuje, že vysvětlující proměnná (výstup ekonomiky) nemá na vysvětlovanou proměnnou (míru nezaměstnanosti) takový vliv a není tedy jedinou proměnnou, která nezaměstnanost ovlivňuje.

Na nezaměstnanost má vliv celá řada dalších faktorů, jako např. věková struktura obyvatel, vládní politika zaměstnanosti (aktivní a pasivní), dále vliv stanovené minimální mzdy a sociálních dávek, demografie a zaměstnávání zahraničních pracovníků, vzdělání a kvalifikace, mobilita pracovních sil atd.

Při porovnávání výsledků dosažených pomocí Okunova zákona s výsledky jiných států se můžeme setkat s různými problémy. Např. profesor Dr. Günter Gabisch ve své práci

„Konjunkturtheorie“⁵³ upozorňuje v rámci kritiky Okunova zákona na problematiku kapitálu, kterou podle něj Okun ve svých výzkumech nezohlednil. Bohatší státy přistupují k problematice nezaměstnanosti jinak než státy chudší a každá vláda přistupuje k aktivní či pasivní politice zaměstnanosti individuálně dle svých možností.

Dalším specifikem je vývoj strukturální nezaměstnanosti v České republice, kdy dochází k útlumu některých dříve tradičních odvětví, jako je hornictví, hutnictví, sklářský a textilní průmysl a mnohá další. Některá odvětví mohou dokonce zaniknout a naproti tomu jiná odvětví vznikají a expandují. Na trhu práce se tak zvyšuje poptávka po určité profesi, zatímco poptávka po jiné profesi se snižuje. To vyžaduje, aby se zaměstnanci, kteří ztratili práci, rekvalifikovali, aby tak mohli nalézt uplatnění právě v expandujících odvětvích. Strukturální nezaměstnanost je zcela přirozená a nevyhnutelná součást ekonomického vývoje a potlačování strukturálních změn oslabuje hospodářství a vede k jeho zaostávání a ztrátě konkurenceschopnosti.

⁵³ GABISCH, Günter. *Konjunkturtheorie* [online]. Göttingen, 2008 [cit. 2017-04-17]. Dostupné z: https://www.google.cz/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=9&cad=rja&uact=8&ved=0ahUKEwiP5qy8lazTAhUBDCwKHYZpBj4QFghlMAg&url=https%3A%2F%2Fwww.uni-goettingen.de%2Fde%2Fdocument%2Fdownload%2F32b08f07895c3eb0d5eb24d7e2e0760c.pdf%2FKonjunktur_A.pdf&usg=AFQjCNGAE6HhsoUH7IYobwh_7R89bTT_LQ&sig2=f_jopzL_T6svrzi7MDgStQ&bvm=bv.152479541,d.bGg. Georg-August-Universität Göttingen.

ZÁVĚR

Hlavním cílem této diplomové práce bylo na základě analýzy nezaměstnanosti, reálného a potenciálního hrubého domácího produktu a jejich vzájemného vztahu zhodnotit platnost Okunova zákona v podmínkách České republiky a uvést doporučení pro nositele hospodářské politiky.

Abychom splnili tento cíl, bylo nejprve nezbytné představit pojmy související s touto problematikou. Konkrétně byla blíže popsána nezaměstnanost, a to včetně druhů, jejího měření a způsobů výpočtu míry nezaměstnanosti, dále hrubý domácí produkt a možné způsoby jeho výpočtu. V neposlední řadě byl přiblížen také samotný Okunův zákon a verze tohoto zákona, tedy diferenční verze, gapová verze, dynamická verze a verze produkční funkce.

Dalším stěžejním bodem byla rešerše studií zaměřených na ověření platnosti Okunova zákona provedených nejen na datech České republiky, ale i na datech ostatních evropských i mimoevropských států. Ačkoliv někteří ekonomové vytýkají Okunovu zákonu drobné odchylky či odlišnost závěrů, a to zejména při použití dat za různě dlouhé časové řady, převážně se shodují na jeho platnosti. Vztah mezi výstupem ekonomiky a mírou nezaměstnanosti je v každé zemi odlišný, což je dáno mimo jiné individuálním přístupem nositelů hospodářské politiky k ekonomice dané země a způsobem provádění politiky zaměstnanosti.

Po stručném zhodnocení vývoje hrubého domácího produktu a míry nezaměstnanosti v České republice byla provedena analýza těchto dat a pomocí ekonometrického programu bylo vytvořeno několik modelů poskytujících informace o míře závislosti mezi mírou nezaměstnanosti a výstupem ekonomiky. Konkrétně se jednalo o model diferenční verze Okunova zákona, model gapové verze s využitím Hodrick-Prescottova filtru a s využitím lineárního trendu a model modifikované gapové verze, opět s využitím Hodrick-Prescottova filtru a lineárního trendu.

První použitý model (diferenční verze Okunova zákona) vyšel jako nejlepší z hlediska splnění všech předpokladů. U tohoto modelu byly splněny všechny předpoklady na model kladené, tedy předpoklad homoskedasticity, normality a nekorelovanosti. Okunův koeficient vyšel v tomto případě -0,24 a koeficient determinace nabývá hodnoty 0,20 (20 %), což je druhá nejnižší hodnota z provedených modelů.

Model gapové verze s využitím HP filtru má druhou nejlepší vypovídací schopnost, a to 32 % (koeficient determinace je roven 0,32). Nebyly však splněny dva ze tří předpokladů, a to předpoklad homoskedasticity a nekorelovanosti. I když je p-hodnota F-testu menší než hladina významnosti a model jako celek tak lze považovat za významný, porušení dvou ze tří základních předpokladů ho řadí spíše k modelům s horšími výsledky.

Model gapové verze s využitím lineárního trendu má hodnotu koeficientu determinace nejnižší ze všech testovaných modelů. Dosahuje pouze hodnoty 0,18. Vypovídací schopnost modelu je tedy velmi nízká. Rovněž u tohoto modelu nebyly naplněny dva předpoklady (předpoklad normality a nekorelovanosti), a proto se tento model řadí k nejméně vhodným.

Nejvhodnější model pro použití je model modifikované gapové verze s využitím HP filtru, který v porovnání s ostatními modely vychází velmi dobře. U tohoto modelu je navíc nejvyšší koeficient determinace, a to 0,37 (37 %). Jsou zde také splněny dva ze tří základních předpokladů – předpoklad homoskedasticity a normality. Stejně jako u dalších tří z pěti modelů, i tady není splněn předpoklad nekorelovanosti. Durbin-Watsonova statistika ukazuje na pozitivní autokorelaci, která se však u časových řad často vyskytuje.

Posledním testovaným modelem byl model modifikované gapové verze s využitím lineárního trendu. Hodnota koeficientu determinace je totožná s hodnotou u modelu gapové verze s využitím lineárního trendu, tedy 0,18. U tohoto modelu není kromě předpokladu normality a nekorelovanosti splněn ani předpoklad homoskedasticity. Jedná se tak o nejméně vhodný model.

Pokud bychom porovnali výsledky nejlepšího modelu (model modifikované gapové verze s využitím HP filtru), kdy hodnota Okunova koeficientu dosahovala hodnoty -0,26, s ostatními evropskými i mimoevropskými státy, byla by patrná shoda s Itálií, Portugalskem, Norskem, Švýcarskem, ale také s Německem, Švédskem, Japonskem a Indií. Nicméně výsledky u těchto států byly zjištěny za různé časové období a neshodují se tak s časovou řadou dat u České republiky, jejíž vznik se datuje teprve k 1. lednu 1993. V případě české ekonomiky lze konstatovat, že vztah mezi mírou nezaměstnanosti a výstupem ekonomiky není tak významný, jako u jiných států světa.

Jelikož nízká míra nezaměstnanosti a trvalý přiměřený hospodářský růst patří mezi základní cíle hospodářské politiky, snaží se jich nositelé hospodářské politiky dosahovat prostřednictvím různých nástrojů. Mohou tak využívat např. úrokové sazby, změnu daňového zatížení, regulaci (příp. liberalizaci) cen a zahraničního obchodu a další nástroje. Plnit tyto cíle současně je však velmi obtížné. Je tedy důležité, aby byly zvoleny správné zásahy

do ekonomiky, které by co nejlépe reagovaly na aktuální ekonomický vývoj a podpořily stabilitu a naplňování cílů do budoucna. Díky Okunovu zákonu mohou ekonomové předvídat průběh nezaměstnanosti v budoucnu a s ní také související náklady na nezaměstnanost, resp. na provádění aktivní či pasivní politiky zaměstnanosti. Na základě sledování a predikce výstupu ekonomiky s ohledem na hospodářský cyklus tak lze pomocí Okunova koeficientu odhadnout i vývoj míry nezaměstnanosti v budoucnu.

Platnost Okunova zákona byla prostřednictvím analýzy provedené v této práci potvrzena. Je ale potřeba Okunův zákon nejen aktivně využívat v praxi, ale neustále také obnovovat vstupní data použitá pro výpočty a zjišťovat možné souvislosti mezi dosaženými výsledky a ekonomickým vývojem v České republice i ve světě. Jelikož lze inverzní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a výstupem ekonomiky v České republice považovat za mírně až středně závislý, budou zde figurovat i další faktory ovlivňující nezaměstnanost. To už je však předmětem dalšího možného zkoumání.

POUŽITÁ LITERATURA

- [1] ABEL, Andrew B., BERNANKE, Ben S. and CROUSHORE, Dean. *Macroeconomics*. 8th Global ed. Boston: Prentice Hall, 2014. ISBN 9780273792307
- [2] BALL, Laurence M.; LEIGH, Daniel; LOUNGANI, Prakash. *Okun's law: fit at fifty?*. National Bureau of Economic Research, 2013.
- [3] BIL, Jaroslav, Daniel NĚMEC a Martin POSPIŠ. *Gretl - uživatelská příručka* [online]. Brno, 2009 [cit. 2017-04-04]. Dostupné z: http://www.thunova.cz/wp-content/uploads/CZU/Manual_gretl.pdf. Masarykova univerzita.
- [4] BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. *Makroekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010. ISBN 978-80-7380-245-5.
- [5] ČADIL, Jan, et al. Odhad nákladů nezaměstnanosti z pohledu veřejných rozpočtů. *Politická ekonomie*, 2011, 59.5: 618-637.
- [6] ČEJKA, Robin; VNOUČKOVÁ, Lucie. Hlavní ekonomické faktory ovlivňující vývoj nezaměstnanosti: Vývoj v České republice. *Ekonomické Listy*, 2014, 5.2.
- [7] Český statistický úřad. Hlavní makroekonomické ukazatele. *Český statistický úřad*. [online]. 2. 1. 2017. [cit. 2017-01-23]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hmu_cr
- [8] Český statistický úřad. Hrubý domácí produkt – Metodika. *Český statistický úřad*. [online]. 30. 9. 2016. [cit. 2016-11-06]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hruby_domaci_produk_t_-hdp-
- [9] Český statistický úřad. Základní charakteristiky ekonomického postavení obyvatelstva ve věku 15 a více let. *Český statistický úřad*. [online]. [cit. 2017-02-15]. Dostupné z: https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt-parametry&z=T&f=TABULKA&sp=A&skupId=426&katalog=30853&pvo=ZAM01-C&str=v467&c=v3~8__RP2015&u=v413__VUZEMI__97__19
- [10] Český statistický úřad. Zaměstnanost a nezaměstnanost podle výsledků VŠPS – Metodika. *Český statistický úřad*. [online]. 5. 8. 2016. [cit. 2016-11-01]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zam_vsps

- [11] Český statistický úřad. Změna výpočtu ukazatele registrované nezaměstnanosti. *Český statistický úřad*. [online]. 7. 11. 2012. [cit. 2017-01-23]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zmena_vypoctu_ukazatele_registrovane_nezamestnanosti_20121107
- [12] GABISCH, Günter. *Konjunkturtheorie* [online]. Göttingen, 2008 [cit. 2017-04-17]. Dostupné z: https://www.google.cz/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=9&cad=rja&uact=8&ved=0ahUKEwiP5qy8lazTAhUBDCwKHYZpBj4QFghlMAg&url=https%3A%2F%2Fwww.uni-goettingen.de%2Fde%2Fdocument%2Fdownload%2F32b08f07895c3eb0d5eb24d7e2e0760c.pdf%2FKonjunktur_A.pdf&usq=AFQjCNGAE6HhsoUH7lYobwh_7R89bTT_LQ&sig2=f_jopzL_T6svrzi7MDgStQ&bvm=bv.152479541,d.bGg. Georg-August-Universität Göttingen.
- [13] HODRICK, Robert J.; PRESCOTT, Edward C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, 1997, 1-16.
- [14] JÍROVÁ, Hana. *Trh práce a politika zaměstnanosti*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 1999. ISBN 80-7079-635-9.
- [15] KNOTEK, E. S. II. How Useful is Okun's Law? Federal Reserve Bank of Kansas City. *Economic Review*, 2007. [online]. [cit. 2016-11-09]. Dostupné z: <https://www.kansascityfed.org/publicat/econrev/pdf/4q07knotek.pdf>
- [16] LAL, Irfan, et al. Test of Okun's Law in some Asian countries co-integration approach. *European Journal of Scientific Research*, 2010, 40.1: 73-80.
- [17] LEE, Jim. The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries. *Journal of Macroeconomics*, Spring 2000, 22(2), pp. 331-56.
- [18] MACH, Miloš. *Makroekonomie II: pro magisterské (inženýrské) studium*. Vyd. 3. Slaný: Melandrium, 2001dotisk. ISBN 80-86175-18-9.
- [19] MANKIW, N. Gregory. *Zásady ekonomie*. 1. vyd. Přeložil Milan SOJKA. Praha: Grada, 1999. Profesionál. ISBN 978-80-7169-891-3.
- [20] Ministerstvo práce a sociálních věcí. Nový ukazatel registrované nezaměstnanosti v ČR. *Ministerstvo práce a sociálních věcí*. [online]. 7. 11. 2012. [cit. 2017-01-23]. Dostupné z: http://www.mpsv.cz/files/clanky/13857/podil_nezamestnanych.pdf
- [21] NEELY, Christopher J. Okun's Law: Output and Unemployment. *Economic Synopses*, No. 4, 2010.

- [22] OKUN, Arthur M.: Potential GNP: Its Measurement and Significance. *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, 1962.
- [23] SAMUELSON, Paul Anthony a William D. NORDHAUS. *Macroeconomics: a version of economics*. 13. ed. New York: McGraw-Hill, 1989. ISBN 0-07-054877-3.
- [24] SCHNABEL, Gert. Output trends and Okun's law. 2002.
- [25] SLANÝ, Antonín. *Makroekonomická analýza a hospodářská politika*. Praha: C.H. Beck, 2003. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 80-7179-738-3.
- [26] SOUKUP, Jindřich. *Makroekonomie*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2010. ISBN 978-80-7261-219-2.

PŘÍLOHY

Příloha A – Vstupní data pro modely.....	68
--	----

Příloha A – Vstupní data pro modely

Rok	Diferenční verze		Gapová verze – HP filtr		Gapová v. – lineární trend	
	d_1_HDP	d_U	U	hp_1_HDP	U	HDP lin. trend
1996:1	-	-	0,037310	0,013350	0,037310	0,034020
1996:2	0,005054	0,000485	0,037800	0,016610	0,037800	0,032430
1996:3	0,005536	0,002344	0,040140	0,020340	0,040140	0,031320
1996:4	-0,001144	0,000368	0,040510	0,017360	0,040510	0,023530
1997:1	-0,002233	0,002298	0,042810	0,013240	0,042810	0,014650
1997:2	-0,006233	0,001967	0,044770	0,005018	0,044770	0,001773
1997:3	-0,005161	0,005271	0,050040	-0,002284	0,050040	-0,010030
1997:4	-0,002976	0,003852	0,053900	-0,007606	0,053900	-0,019660
1998:1	0,001933	0,005231	0,059130	-0,008277	0,059130	-0,024370
1998:2	0,001331	-0,000242	0,058880	-0,009854	0,058880	-0,029680
1998:3	0,000334	0,008649	0,067530	-0,012780	0,067530	-0,036000
1998:4	0,001065	0,005018	0,072550	-0,015350	0,072550	-0,041580
1999:1	-0,000890	0,011550	0,084100	-0,020290	0,084100	-0,049110
1999:2	0,005826	0,000245	0,084340	-0,018950	0,084340	-0,049930
1999:3	0,011040	0,005452	0,089790	-0,012830	0,089790	-0,045540
1999:4	0,009068	0,000050	0,089840	-0,009105	0,089840	-0,043120
2000:1	0,011580	0,005210	0,095050	-0,003284	0,095050	-0,038180
2000:2	0,016130	-0,008132	0,086920	0,006684	0,086920	-0,028700
2000:3	0,012860	-0,001434	0,085490	0,013010	0,085490	-0,022480
2000:4	0,006096	-0,002414	0,083070	0,012220	0,083070	-0,023030
2001:1	0,006776	0,001595	0,084670	0,011750	0,084670	-0,022900
2001:2	0,006392	-0,005135	0,079530	0,010560	0,079530	-0,023160
2001:3	0,004239	0,002935	0,082470	0,006859	0,082470	-0,025570
2001:4	0,005146	-0,004029	0,078440	0,003702	0,078440	-0,027070
2002:1	0,000425	-0,001748	0,076690	-0,004557	0,076690	-0,033290
2002:2	0,001660	-0,006881	0,069810	-0,011980	0,069810	-0,038270
2002:3	0,008229	0,002365	0,072170	-0,013250	0,072170	-0,036690
2002:4	0,008371	0,000387	0,072560	-0,014800	0,072560	-0,034960
2003:1	0,010270	0,003152	0,075710	-0,014870	0,075710	-0,031340
2003:2	0,007544	-0,000648	0,075070	-0,018090	0,075070	-0,030440
2003:3	0,012730	0,004574	0,079640	-0,016520	0,079640	-0,024360
2003:4	0,008921	0,001013	0,080650	-0,019130	0,080650	-0,022080
2004:1	0,011310	0,006030	0,086680	-0,019670	0,086680	-0,017420
2004:2	0,008023	-0,004823	0,081860	-0,023780	0,081860	-0,016050
2004:3	0,019370	-0,000029	0,081830	-0,016750	0,081830	-0,003326
2004:4	0,018910	-0,000286	0,081550	-0,010310	0,081550	0,008940
2005:1	0,016280	0,002045	0,083590	-0,006540	0,083590	0,018570
2005:2	0,013190	-0,005555	0,078030	-0,005809	0,078030	0,025120
2005:3	0,014890	-0,000249	0,077780	-0,003225	0,077780	0,033360
2005:4	0,014600	-0,000069	0,077720	-0,000668	0,077720	0,041320
2006:1	0,022700	0,001934	0,079650	0,010340	0,079650	0,057370
2006:2	0,018090	-0,009019	0,070630	0,017210	0,070630	0,068810
2006:3	0,013700	-0,000507	0,070120	0,020270	0,070120	0,075870
2006:4	0,014010	-0,004882	0,065240	0,024300	0,065240	0,083240
2007:1	0,014640	-0,005112	0,060130	0,029680	0,060130	0,091230
2007:2	0,008914	-0,007212	0,052920	0,030140	0,052920	0,093500
2007:3	0,014500	-0,001716	0,051200	0,037010	0,051200	0,101350

Rok	Diferenční verze		Gapová verze – HP filtr		Gapová v. – lineární trend	
	d_l_HDP	d_U	U	hp_l_HDP	U	HDP lin. trend
2007:4	0,013020	-0,002768	0,048430	0,043270	0,048430	0,107722
2008:1	0,002330	-0,001435	0,047000	0,039710	0,047000	0,103406
2008:2	0,008594	-0,004856	0,042140	0,043240	0,042140	0,105353
2008:3	0,001644	0,000598	0,042740	0,040600	0,042740	0,100351
2008:4	-0,014940	0,001092	0,043830	0,022090	0,043830	0,078760
2009:1	-0,037820	0,013850	0,057680	-0,018700	0,057680	0,034300
2009:2	-0,007460	0,005624	0,063300	-0,028640	0,063300	0,020190
2009:3	0,005537	0,009604	0,072910	-0,025210	0,072910	0,019080
2009:4	0,003202	-0,000433	0,072470	-0,023830	0,072470	0,015640
2010:1	0,004509	0,008011	0,080480	-0,020920	0,080480	0,013500
2010:2	0,011300	-0,009191	0,071290	-0,011050	0,071290	0,018160
2010:3	0,006722	-0,000505	0,070790	-0,005651	0,070790	0,018230
2010:4	0,005818	-0,002058	0,068730	-0,001072	0,068730	0,017400
2011:1	0,007330	0,003052	0,071780	0,005065	0,071780	0,018090
2011:2	0,002391	-0,004407	0,067370	0,006276	0,067370	0,013830
2011:3	-0,001147	-0,001827	0,065550	0,003926	0,065550	0,006039
2011:4	0,003320	-0,001218	0,064330	0,005980	0,064330	0,002713
2012:1	-0,003942	0,006616	0,070950	0,000666	0,070950	-0,007875
2012:2	-0,003907	-0,003968	0,066980	-0,004766	0,066980	-0,018430
2012:3	-0,004916	0,002595	0,069570	-0,011410	0,069570	-0,029990
2012:4	-0,001697	0,002089	0,071660	-0,015070	0,071660	-0,038330
2013:1	-0,007830	0,002772	0,074430	-0,025150	0,074430	-0,052810
2013:2	0,003033	-0,007019	0,067410	-0,024670	0,067410	-0,056420
2013:3	0,003303	0,002009	0,069420	-0,024240	0,069420	-0,059770
2013:4	0,014850	-0,002535	0,066890	-0,012580	0,066890	-0,051560
2014:1	-0,002245	0,000874	0,067760	-0,018300	0,067760	-0,060460
2014:2	0,009474	-0,007432	0,060330	-0,012580	0,060330	-0,057630
2014:3	0,011450	-0,001422	0,058910	-0,005114	0,058910	-0,052820
2014:4	0,010490	-0,001553	0,057360	0,001208	0,057360	-0,048980
2015:1	0,013740	0,002276	0,059630	0,010640	0,059630	-0,041890
2015:2	0,013160	-0,010290	0,049340	0,019410	0,049340	-0,035380
2015:3	0,009640	-0,000967	0,048370	0,024620	0,048370	-0,032390
2015:4	0,002945	-0,003775	0,044600	0,023120	0,044600	-0,036090

Pozn.

d_l_HDP

diference logaritmu HDP

d_U

diference nezaměstnanosti

U

nezaměstnanost

hp_l_HDP

HP filtr logaritmu HDP

HDP lin. trend

lineární trend logaritmu HDP

Rok	Modifikovaná gapová verze – HP filtr		Modifikovaná gapová verze – lineární trend	
	hp_l_HDP	hp_U	HDP lin. trend	U lin. trend
1996:1	0,013350	-0,000660	0,034020	-0,032400
1996:2	0,016610	-0,003189	0,032430	-0,031850
1996:3	0,020340	-0,003859	0,031320	-0,029450
1996:4	0,017360	-0,006502	0,023530	-0,029020
1997:1	0,013240	-0,007207	0,014650	-0,026660
1997:2	0,005018	-0,008227	0,001773	-0,024630
1997:3	-0,002284	-0,005912	-0,010030	-0,019300
1997:4	-0,007606	-0,004969	-0,019660	-0,015390
1998:1	-0,008277	-0,002576	-0,024370	-0,010100
1998:2	-0,009854	-0,005560	-0,029680	-0,010280
1998:3	-0,012780	0,000470	-0,036000	-0,001570
1998:4	-0,015350	0,003022	-0,041580	0,003508
1999:1	-0,020290	0,012280	-0,049110	0,015110
1999:2	-0,018950	0,010460	-0,049930	0,015420
1999:3	-0,012830	0,014070	-0,045540	0,020930
1999:4	-0,009105	0,012530	-0,043120	0,021040
2000:1	-0,003284	0,016400	-0,038180	0,026320
2000:2	0,006684	0,007178	-0,028700	0,018240
2000:3	0,013010	0,004888	-0,022480	0,016870
2000:4	0,012220	0,001837	-0,023030	0,014520
2001:1	0,011750	0,002993	-0,022900	0,016170
2001:2	0,010560	-0,002403	-0,023160	0,011100
2001:3	0,006859	0,000422	-0,025570	0,014090
2001:4	0,003702	-0,003584	-0,027070	0,010130
2002:1	-0,004557	-0,005200	-0,033290	0,008439
2002:2	-0,011980	-0,011860	-0,038270	0,001619
2002:3	-0,013250	-0,009202	-0,036690	0,004045
2002:4	-0,014800	-0,008458	-0,034960	0,004493
2003:1	-0,014870	-0,004889	-0,031340	0,007706
2003:2	-0,018090	-0,005060	-0,030440	0,007118
2003:3	-0,016520	0,000058	-0,024360	0,011750
2003:4	-0,019130	0,001689	-0,022080	0,012830
2004:1	-0,019670	0,008420	-0,017420	0,018920
2004:2	-0,023780	0,004387	-0,016050	0,014160
2004:3	-0,016750	0,005238	-0,003326	0,014190
2004:4	-0,010310	0,005922	0,008940	0,013960
2005:1	-0,006540	0,009021	0,018570	0,016070
2005:2	-0,005809	0,004598	0,025120	0,010570
2005:3	-0,003225	0,005544	0,033360	0,010380
2005:4	-0,000668	0,006717	0,041320	0,010380
2006:1	0,010340	0,009919	0,057370	0,012370
2006:2	0,017210	0,002171	0,068810	0,003412
2006:3	0,020270	0,002908	0,075870	0,002967
2006:4	0,024300	-0,000792	0,083240	-0,001855
2007:1	0,029680	-0,004814	0,091230	-0,006906
2007:2	0,030140	-0,011060	0,093500	-0,014060
2007:3	0,037010	-0,011970	0,101350	-0,015710
2007:4	0,043270	-0,014120	0,107722	-0,018420

Rok	Modifikovaná gapová verze – HP filtr		Modifikovaná gapová verze – lineární trend	
	hp_l_HDP	hp_U	HDP lin. trend	U lin. trend
2008:1	0,039710	-0,015120	0,103406	-0,019790
2008:2	0,043240	-0,019750	0,105353	-0,024590
2008:3	0,040600	-0,019130	0,100351	-0,023930
2008:4	0,022090	-0,018190	0,078760	-0,022780
2009:1	-0,018700	-0,004664	0,034300	-0,008872
2009:2	-0,028640	0,000522	0,020190	-0,003187
2009:3	-0,025210	0,009609	0,019080	0,006478
2009:4	-0,023830	0,008621	0,015640	0,006105
2010:1	-0,020920	0,016070	0,013500	0,014180
2010:2	-0,011050	0,006349	0,018160	0,005047
2010:3	-0,005651	0,005356	0,018230	0,004602
2010:4	-0,001072	0,002870	0,017400	0,002605
2011:1	0,005065	0,005566	0,018090	0,005718
2011:2	0,006276	0,000887	0,013830	0,001372
2011:3	0,003926	-0,001123	0,006039	-0,000395
2011:4	0,005980	-0,002429	0,002713	-0,001552
2012:1	0,000666	0,004203	-0,007875	0,005125
2012:2	-0,004766	0,000361	-0,018430	0,001218
2012:3	-0,011410	0,003199	-0,029990	0,003873
2012:4	-0,015070	0,005653	-0,038330	0,006023
2013:1	-0,025150	0,008916	-0,052810	0,008856
2013:2	-0,024670	0,002515	-0,056420	0,001898
2013:3	-0,024240	0,005261	-0,059770	0,003967
2013:4	-0,012580	0,003577	-0,051560	0,001493
2014:1	-0,018300	0,005405	-0,060460	0,002428
2014:2	-0,012580	-0,000983	-0,057630	-0,004944
2014:3	-0,005114	-0,001287	-0,052820	-0,006305
2014:4	0,001208	-0,001663	-0,048980	-0,007797
2015:1	0,010640	0,001835	-0,041890	-0,005460
2015:2	0,019410	-0,007205	-0,035380	-0,015690
2015:3	0,024620	-0,006904	-0,032390	-0,016600
2015:4	0,023120	-0,009404	-0,036090	-0,020310

Pozn.

hp_l_HDP

HP filtr logaritmu HDP

hp_U

HP filtr nezaměstnanosti

HDP lin. trend

lineární trend logaritmu HDP

U lin. trend

lineární trend nezaměstnanosti