

# Phillipsova křivka v zemích V4

Diplomová práce

Vedoucí práce:  
doc. Ing. Václav Adamec, Ph.D.

Autorka:  
Bc. Michaela Krejčová

Brno 2017



Na tomto místě bych chtěla poděkovat rodině a svému vedoucímu diplomové práce za trpělivost a shovívavost, kterou se mnou při vypracovávání této diplomové práce měli.



## Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci, **Phillipsova křivka v zemích V4**, vypracovala samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací*.

Jsem si vědoma, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

V Brně dne 22. května 2017

---



## **Abstract**

Krejčová, M., Philips curve in V4. Diploma thesis. Brno: Mendel University, 2017.

This diploma thesis deals with determination of the quantitative relation between unemployment and inflation using regression analysis in V4 countries. Four models are tested. The first model is a simple model of the Phillips curve that examines the relationship between reciprocal unemployment and inflation. The other two models deal with the relationship between unemployment and unexpected inflation. The latter model addresses the relationship between cyclical unemployment and unexpected inflation. This diploma thesis also includes calculation of the natural rate of unemployment by the Delta method, cyclical unemployment, and the presentation of supply shocks for the V4 countries.

## **Keywords**

Phillips Curve, Inflation, Unemployment, Natural Unemployment Rate, Delta Method, Geometric Lag Model, Adaptive Expectation, Visegrad Group.

## **Abstrakt**

Krejčová, M., Phillipsova křivka v zemích V4 countries. Diplomová práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2017.

Tato diplomová práce se zabývá určením kvantitativního vztahu mezi nezaměstnaností a inflací s využitím regresní analýzy v zemích V4. Jsou testovány čtyři modely. První model je jednoduchý model Phillipsovy křivky, který zkoumá vztah mezi inverzní nezaměstnaností a inflací. Další dva modely se zabývají vztahem nezaměstnanosti a neočekávané inflace. Poslední model řeší vztah cyklické nezaměstnanosti a neočekávané inflace. Tato práce také obsahuje výpočet přirozené míry nezaměstnanosti pomocí metody Delta, cyklické nezaměstnanosti, a znázornění nabídkových šoků pro země V4.

## **Klíčová slova**

Phillipsova křivka, inflace, nezaměstnanost, přirozená míra nezaměstnanosti, metoda Delta, Model geometrických zpoždění, adaptivní očekávání, Visegrádská čtyřka.





# Obsah

<b>1</b>	<b>Úvod</b>	<b>13</b>
<b>2</b>	<b>Cíl práce</b>	<b>14</b>
<b>3</b>	<b>Literární přehled</b>	<b>15</b>
3.1	Inflace.....	15
3.1.1	Druhy inflace.....	15
3.1.2	Příčiny vzniku inflace .....	16
3.1.3	Měření inflace .....	17
3.2	Nezaměstnanost .....	19
3.2.1	Druhy nezaměstnanosti.....	20
3.2.2	Příčiny vzniku nezaměstnanosti .....	20
3.2.3	Měření nezaměstnanosti .....	22
3.3	Phillipsova křivka.....	22
3.3.1	Původní Phillipsova křivka.....	22
3.3.2	Modifikovaná Phillipsova křivka.....	23
3.3.3	Phillipsova křivka a adaptivní očekávání .....	24
3.3.4	Phillipsova křivka a racionální očekávání .....	26
3.3.5	Nová keynesovská Phillipsova křivka .....	26
3.3.6	Poskeynesovská Phillipsova křivka .....	27
3.3.7	Práce zabývající se studií Phillipsovy křivky.....	27
3.4	Stabilizační hospodářská politika .....	27
3.4.1	Dopady inflace a nezaměstnanosti na ekonomický růst.....	28
<b>4</b>	<b>Materiál a metodika</b>	<b>30</b>
4.1	Data.....	30
4.2	Regresní analýza.....	30
4.2.1	Klasický předpoklad I.....	31
4.2.2	Klasický předpoklad II .....	33
4.2.3	Klasický předpoklad III.....	33

4.2.4	Klasický předpoklad IV .....	34
4.2.5	Klasický předpoklad V .....	34
4.2.6	Klasický předpoklad VI .....	35
4.2.7	Klasický předpoklad VII.....	35
4.3	Přirozená míra nezaměstnanosti .....	35
4.3.1	Metoda Delta .....	36
4.4	Adaptivní očekávání .....	37
4.4.1	Model geometrických zpoždění (GLM) .....	38
<b>5</b>	<b>Výsledky a diskuze</b>	<b>39</b>
5.1	Česká republika .....	39
5.1.1	Jednoduchý model Phillipsovy křivky pro Českou republiku .....	40
5.1.2	Phillipsova křivka a inflační očekávání v České republice .....	42
5.1.3	Přirozená míra nezaměstnanosti v České republice.....	46
5.1.4	Cyklická nezaměstnanost a nabídkové šoky v České republice .....	47
5.2	Slovenská republika .....	50
5.2.1	Jednoduchý model Phillipsovy křivky pro Slovensko .....	51
5.2.2	Phillipsova křivka a inflační očekávání na Slovensku .....	53
5.2.3	Přirozená míra nezaměstnanosti na Slovensku .....	56
5.2.4	Cyklická nezaměstnanost a nabídkové šoky na Slovensku .....	57
5.3	Polsko .....	60
5.3.1	Jednoduchý model Phillipsovy křivky pro Polsko .....	61
5.3.2	Phillipsova křivka a inflační očekávání v Polsku.....	62
5.3.3	Přirozená míra nezaměstnanosti v Polsku .....	66
5.3.4	Cyklická nezaměstnanost a nabídkové šoky v Polsku.....	67
5.4	Maďarsko.....	70
5.4.1	Jednoduchý model Phillipsovy křivky pro Maďarsko .....	70
5.4.2	Phillipsova křivka a inflační očekávání v Maďarsku .....	72
5.4.3	Přirozená míra nezaměstnanosti v Maďarsku.....	75
<b>6</b>	<b>Závěr</b>	<b>76</b>
<b>7</b>	<b>Literatura</b>	<b>79</b>

Obsah	11
<b>8 Seznam obrázků</b>	<b>84</b>
<b>9 Seznam tabulek</b>	<b>86</b>
<b>A Zdrojová data</b>	<b>89</b>



# 1 Úvod

Za tradiční makroekonomické cíle hospodářské politiky jsou v praxi považovány především: cenová stabilita, plná zaměstnanost, ekonomický růst a vyrovnanost platební bilance. Tyto čtyři pojmy dohromady tvoří Magický čtyřúhelník. Dlouhodobá praxe ukazuje, že není možné dosáhnout všech čtyř hospodářskopolitických cílů najednou. I když by to mnohé vlády uvítaly. Neschopnost dosáhnout všech cílů najednou přesně znamená, že přiblížení se jednomu cíli je následováno oddálením se cíli jinému.

Každá vláda by si měla stanovit prioritní cíl či cíle, které jsou pro danou zemi nejdůležitější a mají na ekonomiku dané země nejvyšší vliv. Vlády by se měly snažit těchto prioritních cílů dosáhnout, i když dojde k výše zmíněnému zhoršení jiných makroekonomických ukazatelů.

Tato diplomová práce se zabývá právě vztahem mezi dvěma nejčastěji volenými makroekonomickými cíli, a to konkrétně vztahem mezi inflací a nezaměstnaností. Tento vztah se dá vyjádřit pomocí Phillipsovy křivky, o jejíž existenci či neexistenci se vedou dlouhé diskuze. Phillipsova křivka tvrdí, že mezi nezaměstnaností a inflací je inverzní vztah, což znamená, že je možné snížit nezaměstnanost za cenu zvýšení inflace.

Nezaměstnanost a inflaci má smysl zkoumat i jednotlivě. Například jedním z hlavních důvodů, proč vlády sledují vývoj inflace, je, aby mohla vhodně provádět měnová politika. Každá měnová politika by měla vycházet ze stanovených cílů a aktuálních pozorování inflace. (Černohorský and Teplý, 2011, s. 97)

Vývoj inflace také často sledují investoři, kteří se rozhodují, jestli v dané zemi investovat či nikoliv. Dá se předpokládat, že pokud bude inflace nestabilní či nadměrně vysoká, bude to určitě jeden z vlivných faktorů, proč by se investor mohl rozhodnout investovat v jiné zemi. Míru inflace samozřejmě bedlivě sledují i občané každé země, protože pokud by hrozilo nadměrné zvýšení inflace, budou se občané obávat o hodnoty svých někdy těžce vydělaných úspor.

Důvodů pro sledování vývoje nezaměstnanosti je také mnoho. Například vlády sledují míru nezaměstnanosti, proto aby mohly odhadnout náklady spojené s podporou v nezaměstnanosti. Podle míry nezaměstnanosti v regionech se vlády mohou zaměřit na konkrétní regiony, kde je nezaměstnanost nejvyšší a přicházet s vhodnými řešeními.

Dalšími, kdo určitě sledují míru nezaměstnanosti v regionech, jsou všichni, kdo práci hledají. Pokud je někdo, kdo dlouhodobě neúspěšně hledá práci, určitě bude zvažovat přestěhování do regionu, kde je zaměstnanost statisticky vyšší.

Podíváme-li se na roční data nezaměstnanosti a inflace v zemích V4 v řádu posledních 5-ti let, můžeme si všimnout, že jak nezaměstnanost, tak inflace mají tendenci klesat. Koncept Phillipsovy křivky však vychází z negativního vztahu mezi inflací a nezaměstnaností.

## 2 Cíl práce

V této části je rozebrán hlavní cíl této diplomové práce, a to ověřit existenci případně neexistenci vztahu mezi inflací a nezaměstnaností v zemích Visegrádské čtyřky (V4). Tento hlavní cíl je rozdělen na tři dílčí cíle, které jsou rozebrány níže a měly by být shrnuty v závěru.

### *Dílčí cíl č. 1*

Dílčím cílem č. 1 této diplomové práce je charakterizovat pomocí regresní analýzy kvantitativní vztah mezi nezaměstnaností a inflací v zemích V4, a to přesněji aplikovat čtyři regresní modely ve všech zemích V4. Smyslem těchto modelů je prokázat či vyvrátit krátkodobou platnost Phillipsovy křivky v zemích V4.

První model by se měl zabývat vztahem mezi inverzní nezaměstnaností a inflací, druhý model by měl zkoumat vztah mezi nezaměstnaností a první diferencí inflace, třetí model by měl ověřovat vztah mezi nezaměstnaností a neočekávanou inflací a poslední model by se měl zabývat vztahem mezi cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací. Dosažené výstupy by měly být náležitě zhodnoceny.

### *Dílčí cíl č. 2*

Dílčím cílem č. 2 je vypočítat přirozenou míru nezaměstnanosti s využitím metody podělení regresních koeficientů a pomocí metody Delta zjistit směrodatnou chybu přirozené míry nezaměstnanosti. Smyslem těchto výpočtů je ověřit či vyvrátit dlouhodobou Phillipsovu křivku v zemích V4.

Pro porovnání bude vypočítána přirozená míra nezaměstnanosti ze dvou modelů, kde v prvním je vysvětlovanou veličinou první diference inflace a v druhém neočekávaná inflace získaná Metodou geometrických zpoždění, vysvětlující proměnná je v obou modelech nezaměstnanost.

Dalším krokem v této části je identifikovat cyklickou nezaměstnanost, která se vypočítá jako rozdíl pozorované míry nezaměstnanosti a přirozené míry nezaměstnanosti. Na závěr této části by měly být vykresleny dopady nabídkových šoků, které se získají jako rezidua z modelu, kde je vysvětlovanou veličinou neočekávaná inflace získaná pomocí Metody geometrických zpoždění a vysvětlující proměnou je cyklická nezaměstnanost.

### *Dílčí cíl č. 3*

Dílčím cílem č. 3 je na makroekonomické úrovni formulovat měnová, rozpočtová a hospodářská opatření vedoucí ke stabilizaci inflace a snižování nezaměstnanosti. S tímto dílčím cílem souvisí popsání dopadů inflace a nezaměstnanosti na ekonomický růst. Tento dílčí cíl by měl být splněn v rámci literárního přehledu.

## 3 Literární přehled

Na úvod této diplomové práce je na místě vysvětlit základní pojmy jako je inflace a nezaměstnanost. Na začátku jsou nastíněny druhy, názory na vznik a způsoby měření inflace, další kapitola literárního přehledu má stejné členění, ale tentokrát se věnuje problematice nezaměstnanosti. V třetí části literárního přehledu jsou podrobněji rozepsány názory a postoje k Phillipsově křivce. V předposlední části této kapitoly jsou vymezeny české a zahraniční studie, které se již v minulosti zabývaly prokázáním vztahu mezi inflací a nezaměstnaností. Závěr této kapitoly je věnován stabilizační politice a dopadům inflace a nezaměstnanosti na ekonomický růst.

### 3.1 Inflace

Inflace je jedním z nejdůležitějších pojmů, které by měly být každému člověku známy. Podle ČNB (2017a) je inflace chápána jako „*opakovaný růst většiny cen v dané ekonomice. Jde o oslabení reálné hodnoty (kupní síly) dané měny vůči zboží a službám, které spotřebitel kupuje.*“ Inflaci v České republice měří Český statistický úřad. Podle Černohorského a Teplého (2011) je inflace „*proces trvalého růstu cenové hladiny, který je spojen s nadměrnou emisí peněz.*“

#### 3.1.1 Druhy inflace

Nelze říci, že existuje pouze jeden druh, jedna definice inflace, lze rozlišovat různé druhy inflace. Jediný pojem inflace v sobě totiž zahrnuje poptávkovou inflaci ( $\pi_p$ ), setrvačnou inflaci ( $\pi_s$ ) a nákladovou inflaci ( $n$ ). Toto členění třídí inflaci podle toho, z jakých příčin může inflace vznikat. Celkovou inflaci ( $\pi$ ) lze napsat pomocí následujícího vzorce

$$\pi = \pi_p + \pi_s + n . \quad (1)$$

První v rovnici je uvedena **poptávková inflace** ( $\pi_p$ ), která, jak již vyplývá z názvu, je zapříčiněná ze strany poptávky. Na poptávkovou inflaci má velký vliv mzdová inflace. K růstu nominálních mezd dojde tehdy, zvýší-li se agregátní poptávka. Ke zvýšení agregátní poptávky může dojít například tím, že centrální banka zvýší peněžní zásobu, a následně dojde i k růstu reálného domácího produktu. V ekonomice je více vyráběno a je tedy potřeba více pracovních sil. Vyšší potřeba pracovních sil v ekonomice tlačí právě na růst nominálních mezd, který vyvolává mzdovou inflaci. Růst mezd zase tlačí na růst celkových cen.

Dalším druhem inflace, který je uveden v rovnici 1, je **setrvačná inflace** ( $\pi_s$ ). Setrvačná inflace vzniká, neboť obyvatelstvo má určitá očekávání, jaká bude inflace. Přesněji řečeno, očekávají-li subjekty, které mají vlastní produkci určenou k prodeji, že inflace poroste, zvyšují ceny právě své vlastní produkce. To dospěje k tomu, že očekávaná inflace se mění ve skutečnou inflaci. Následně subjekty zjistí,

že jejich očekávání byla správná a v dalších obdobích budou opět inflaci očekávat a započítávat do svých cen. Potom platí vztah, který je uveden v rovnici č. 2, že setrvačná inflace ( $\pi_s$ ) se rovná očekávané inflaci ( $\pi_e$ ).

$$\pi_s = \pi_e \quad (2)$$

Posledním druhem inflace, který je uveden v rovnici č. 1, je **nákladová inflace**, která vzniká v důsledku neočekávaného nákladového šoku, jako je například ropný šok nebo neúroda. Vyšší náklady spojené s neočekávaným nákladovým šokem pak tlačí na růst cen. Pokud v ekonomice nedochází k poptávkové inflaci ani k setrvačné inflaci, celkovou inflaci ( $\pi$ ) je pak možné zapsat pomocí vztahu

$$\pi = n, \quad (3)$$

kde  $n$  je růst nákladů v procentech (Jurečka, 2010).

### 3.1.2 Příčiny vzniku inflace

Vezmeme-li v úvahu různé ekonomické školy a názory, každý se na příčiny inflace a na inflaci jako takovou dívá trochu jinak. Zde je uveden stručný přehled názorů na vznik inflace.

Prvním názorem je názor **Aristotela** (384-322 př. n. l.), který chápal peníze pouze jako oběživo, které slouží ke směně, v níž se směňují dvě stejné hodnoty. Půjčování peněz za úrok považoval za odsouzeníhodné, a proto také považoval peníze za sterilní (Aristoteles, 1942).

Dalším názorem, který je zde uveden, je názor **Merkantelistů** (přelom 16. a 17. století), kteří chápali peníze jako uchovatele hodnoty a jako zdroj likvidity, který má vliv na ekonomický růst. Jedním z merkantelistů byl Tomas Mun (1571-1641), který tvrdil, že dlouhodobě aktivní obchodní bilance vede k přílivu peněz do ekonomiky, což zvyšuje cenovou hladinu v zemi (Hinton, 1955).

Mezi předchůdce klasické ekonomie patří **Richard Cantillon** (1680-1734), který si též uvědomoval účinky množství peněz v oběhu na cenovou hladinu. Podle jeho teorie je důležité, do kterých rukou peníze přicházejí, zda do chudých rukou majitelů dolů a dělníků nebo do bohatých rukou obchodníků. Jako první je zmíněn příklad, kdy podle Cantillona růst peněz vyvolává inflaci. Konkrétně se jedná o případ, kdy se peníze, které jsou vydělané v dole těžbou zlata, dostávají do rukou majitelů dolů a jejich dělníků. Zásadní v tomto příkladu je, že majitelé dolů a dělníci peníze utratí pouze za spotřebu, a nikoliv za investice. Podle Cantillona k inflaci nedochází, pokud se peníze dostanou do rukou obchodníků, kteří peníze investují a rozšiřují tím své podniky (Spengler, 1954).

Mezi filozofy přirozených zákonů se řadí **David Hume** (1711-1776). Na rozdíl od Cantillona tvrdí, že zvýšení peněz v oběhu se vždy promítne do zvýšení cenové hladiny, nehledě na to, do kterých rukou peníze přicházejí. Také je autorem teoremu o neutralitě peněz, kde tvrdí, že růst peněz v oběhu má vliv pouze na cenovou hladinu, nikoliv na reálnou ekonomiku (Hume, 1955).



Dalším přístupem je přístup **Davidu Ricarda** (1772-1823), který patří mezi klasické ekonomy. Holman (2005) o Ricardovi tvrdí, že byl metalista a vyjadřoval hodnotu peněz hodnotou kovu. Tvrdil například, že pokud se sníží náklady na těžbu zlata, zvýší to zisky z těžby zlata a je stimulován růst hodnoty zlata až do té doby, dokud příliv nových peněz (ve formě zlata) na trh opět nesníží hodnotu peněz (zlata). Dále je zajímavé vyzdvihnout, že Cantilon a Hume vycházeli z přímého mechanismu, tedy že se peníze přímo dostávají do rukou vlastníků či obchodníků. David Ricardo vycházel z nepřímého mechanismu, který je založen na tom, že peníze se dostávají do oběhu prostřednictvím bankovního systému. Pracování s nepřímým mechanismem ukázalo, že neopomenutelnou veličinou teorie peněz je úroková míra.

Další názor je od zastávce Lausannské školy **Léona Walrase** (1834-1910), který tvrdí, že podmínkou rovnováhy trhu peněz je, aby se poptávka po peněžních zůstatcích (reálné peněžní zůstatky, které domácnosti chtějí držet) rovnala centrální bankou vytvořenému množství peněz (Holman, 2005).

V neposlední řadě je potřeba zmínit Cambridgeskou teorie peněz, kterou začal **Alfréd Marshall** (1842-1924) a popisuje ji v díle z roku 1923 (Edgeworth and Marshall, 1923). Z této teorie vyplývá, že peníze jsou neutrální a ovlivňují pouze cenovou hladinu. Jinými slovy můžeme říct, že celkové množství peněz v oběhu nemá vliv na reálný národní důchod, ale pouze na cenovou hladinu.

Dalším ekonomem, který přispěl svým názorem, je **Ludwig von Mises** (1881-1973) zastávce Rakouské školy. Mises odmítá měřit cenovou hladinu pomocí cenových indexů, pro něj je důležitá kupní síla peněz. Celá Rakouská škola odmítá jakoukoliv verzi kvantitativní teorie. Mises tvrdí, že dnešní poptávka po penězích závisí na kupní síle peněz v minulém období. Dnešní kupní síla peněz je pak určena vztahem mezi dnešní poptávkou po penězích a jejich nabídkou. Zvýší-li centrální banka za těchto předpokladů nabídku peněz, vznikne nominální přebytek nabídky peněz nad poptávkou, ceny porostou a dnešní kupní síla peněz klesne (Mises, 1971).

**Irwing Fisher** (1867-1947) řadí se mezi Americké marginalisty ve své práci řeší transakční verzi kvantitativní teorie peněz, která se liší od cambridgeské verze přístupem k poptávce po penězích, závěry od Cambridge se však příliš neliší (Holman, 2005).

Předposledním názorem v tomto výčtu je názor od **Murrayho N. Rothbarda** (1926-1995), který navazoval ve své práci na Ludwiga von Misesa. Rothbard byl pro svobodné bankovníctví bez monopolu centrální banky. V centrálním bankovníctví viděl příčinu nejhlubších hospodářských problémů (Rothbard, 1983).

Podle **Milтона Friedmana** (1912-2006), který se řadí mezi monetaristy, je inflace čistě peněžním jevem a dojde k ní pouze tehdy, pokud nabídka peněz roste rychlejším tempem než reálný produkt (Sirůček, 2001).

### 3.1.3 Měření inflace

V této části diplomové práce jsou popsány metody, kterými se dá měřit inflace. K měření inflace můžeme použít například index spotřebitelských cen, implicitní

cenový deflátor nebo cenový index výrobců. Podrobněji budou tyto pojmy rozepsány v následujícím textu.

### Index spotřebitelských cen (CPI)

V této části je popsán index spotřebitelských cen, který sleduje úroveň cen vybraných výrobků a služeb ve spotřebním koši. Při používání jakýchkoliv cenových indexů je nutné definovat období, ke kterému se míra inflace vztahuje a samozřejmě i základ, s nímž se vypočítaná veličina bude porovnávat (ČSÚ, 2017a).

Nejčastěji jsou používány níže uvedená období, ke kterým se míra inflace vztahuje. První možností je vyjádření inflace jako **přírůstku průměrného ročního indexu** spotřebitelských cen. Tento ukazatel podle ČSÚ (2017b) vyjadřuje: „*procentní změnu průměrné cenové hladiny za 12 posledních měsíců proti průměru 12 předchozích měsíců.*“ Další možností jak vyjádřit míru inflace je využít **přírůstek indexu spotřebitelských cen ke stejnému měsíci předchozího roku**, který podle ČSÚ (2017b) vyjadřuje: „*procentní změnu cenové hladiny ve vykazovaném měsíci daného roku proti stejnému měsíci předchozího roku.*“ Tato cenová úroveň vylučuje sezónní vlivy tím, že porovnává vždy stejné měsíce. Další možností pro vyjádření inflace je porovnávání **přírůstku indexu spotřebitelských cen k předchozímu měsíci**, který podle ČSÚ (2017b) vyjadřuje: „*procentní změnu cenové hladiny sledovaného měsíce proti předchozímu měsíci.*“ Poslední možností jak vyjádřit inflaci je určení míry inflace pomocí bazických indexů, konkrétně podle **indexu spotřebitelských cen k základnímu období** (rok 2005=100), který podle ČSÚ (2017b) vyjadřuje: „*změnu cenové hladiny sledovaného měsíce příslušného roku proti průměru roku 2015*“

Index spotřebitelských cen (CPI) lze vyjádřit pomocí následujícího vzorce č. 4,

$$CPI_{Laspeyresův} = \frac{\sum Q_0 \times P_1}{\sum Q_0 \times P_0} \times 100, \quad (4)$$

kde  $Q_0$  je spotřební koš v základním období,  $P_0$  jsou ceny statků v základním období a  $P_1$  jsou ceny statků v běžném roce, kdy je vývoj cenové hladiny měřen.

Ve statistice je tento index označován jako Laspeyresův index. Ačkoliv je tento index hojně využíván, má jednu velkou nevýhodu a tou je, že nebere v úvahu substituci dražších statků levnějšími ve spotřebním koši. Je proto možné tvrdit, že Laspeyresův index nadhodnocuje cenový růst. Částečným řešením je Paascheho index, který lze vypočítat podle následujícího vzorce č. 5.

$$CPI_{Paascheho} = \frac{\sum Q_1 \times P_1}{\sum Q_1 \times P_0} \times 100, \quad (5)$$

kde  $Q_1$  je struktura aktuálního spotřebního koše a ostatní parametry zůstávají stejné jako u vzorce č. 4. Nicméně nevýhodou tohoto druhu indexu je, že zjistit

strukturu aktuálního spotřebního koše je skoro nemožné. Třetí možností pro výpočet indexu spotřebitelských cen je použití Fisherova indexu, který se vypočítá jako průměr Laspeyresova a Paascheho indexu (Jurečka, 2010).

Dále je důležité zmínit, jaké položky se vůbec nachází ve spotřebním koši. Ve spotřebním koši pro výpočet indexu spotřebitelských cen od ledna 2016 jsou následující položky (uvedeny v pořadí od největší přidělené váhy po nejmenší): bydlení voda a energie, potraviny a nealkoholické nápoje, doprava, alkoholické nápoje a tabák, rekreace a kultura, ostatní zboží a služby, stravování a ubytování, zařízení domácností a bytové vybavení, odívání a obuv, pošta a telekomunikace, zdraví a vzdělání (CSU, 2016b).

### Implicitní cenový deflátor

Implicitní cenový deflátor (*IDP*) je další možností, jak vypočítat míru inflace pro danou ekonomiku. Vypočítá se jako nominální HDP v běžných cenách ( $HDP_n$ ) děleno reálným HDP ve stálých cenách ( $HDP_r$ ).

$$IDP = \frac{HDP_n}{HDP_r} \times 100, \quad (6)$$

Výpočet je velmi podobný výpočtu indexu průmyslové produkce (*IPD*), jen s tím rozdílem, že implicitní cenový deflátor (*IDP*) zahrnuje všechny statky.

### Cenový index průmyslových výrobců

Posledním zmiňovaným způsobem, jak vypočítat míru inflace pro danou ekonomiku, je Cenový index výrobců. Jedná se o průměrný cenový vývoj asi 4 700 průmyslových výrobků na trhu dané ekonomiky, který je sledován u 1 200 podniků. Sledují se hlavně produkty těžby nerostných surovin, zpracovatelský průmyslu, výroba a rozvod elektřiny, plynu a vody. Tyto ceny jsou sjednané mezi dodavatelem a odběratelem a neuvažuje se o DPH a spotřební dani (Tošovská, 2010).

ČSÚ (2017c) rozlišuje různé druhy indexů jako například: index cen zemědělských výrobců, index cen stavebních prací a stavebních objektů, index cen hmotných investic, index cen tržních služeb, index cen peněžnictví, index cen pojišťovnictví, index cen dovozu a vývozu a mnohé další.

## 3.2 Nezaměstnanost

Tato část je věnována nezaměstnanosti. Jak již bylo zmíněno výše, v této části jsou popsány druhy, příčiny vzniku a způsoby měření nezaměstnanosti. Nejprve uvedme jednu definici nezaměstnanosti od Tobina (1997), který uvádí definici NAIRU: „NAIRU nepředpokládá Walrasovskou rovnováhu... NAIRU je míra nezaměstnanosti, při které se vyrovnávají inflaci zvyšující efekty trhů s převisem poptávky s inflací snižujícími vlivy trhu s převisem nabídky. Na rozdíl od přirozené míry nezaměstnanosti se jedná o rovnováhu mezi nerovnováznými trhy...“ NAIRU je tedy taková míra ne-

zaměstnanosti, která nezrychluje ani nezpomaluje tempo růstu agregátní cenové hladiny.

### 3.2.1 Druhy nezaměstnanosti

Jak bylo uvedeno výše, je vhodné rozlišit, jaké druhy nezaměstnanosti existují. Prvním druhem je **frikční nezaměstnanost**, která je spojena s hledáním nové práce nebo se stěhováním do jiných regionů. Jedná se většinou o dočasnou nezaměstnanost.

Dalším typem je **sezónní nezaměstnanost**, která se mění v průběhu roku v závislosti na vytíženosti, respektive na nevytíženosti daného podnikání. Jinými slovy lze říci, že některé podniky mohou požadovat různé množství zaměstnanců v hlavní sezóně a mimo hlavní sezónu.

Dále je na místě i zmínka o **strukturální nezaměstnanosti**, která vyplývá z rozporu mezi poptávkou po práci a dovednostmi potenciálních zaměstnanců. Jinými slovy potenciální zaměstnanci disponují jinými zkušenostmi, vědomostmi či praxí, než je poptávána zaměstnavateli.

V neposlední řadě je potřebné vysvětlit **cyklickou nezaměstnanost**, která je spojená s vývojem hospodářského cyklu. V období recese je vyšší nezaměstnanost z důvodu nižšího výkonu ekonomiky a naopak v období expanze je zaměstnanost vyšší (Baumol a Blinder, 2009).

Rojíček a kol. (2016) uvádí ještě **technologickou nezaměstnanost**, která podle něj bývá většinou uváděná jako součást strukturální nezaměstnanosti. Technologická nezaměstnanost je podle jeho definice spojená s existencí technologických změn, které vedou ke změně poptávky po práci.

Na závěr tohoto členění je na místě rozlišit mezi dobrovolnou a nedobrovolnou nezaměstnaností. **Dobrovolná nezaměstnanost** je spojena s existencí přirozené míry nezaměstnanosti. Dochází k situaci, kdy osoby, které mají chuť pracovat, jsou schopny najít pracovní místo, ale dobrovolně nepracují. **Nedobrovolná nezaměstnanost** (keynesiánská) je charakteristická v situaci, kdy osoby, které by chtěly pracovat, nemohou pracovní místo najít, a proto nepracují. Jedním z vysvětlení může být to, že v ekonomice existují vysoké reálné mzdy a firmy nejsou schopny zaměstnat tolik zaměstnanců, aby nastala rovnováha na trhu práce. (Rojíček a kol., 2016)

### 3.2.2 Příčiny vzniku nezaměstnanosti

V této části budou rozebrány názory jednotlivých ekonomů či ekonomických škol na vznik nezaměstnanosti. První názor je od **Kameralistů**, kteří ovládali ekonomické myšlení ve střední Evropě od poloviny 18. století do poloviny 19. století. Věřili, že nástroj pro zvyšování zaměstnanosti je aktivní obchodní bilance. Tvrdili, že vývoz zvyšuje na domácím trhu poptávku po zboží, a tím také poptávku po práci. To samé podle nich platí i naopak, dovoz zboží snižuje poptávku po zboží i po práci na domácím trhu (Holman, 2005).

Další názor je od **Davidu Ricarda** (1772-1823), který tvrdí, že nezaměstnanost vzniká, pokud dochází k zavádění nových strojů a využívají se k tomu zdroje mzdového fondu, které by jinak byly použity na mzdy. Tyto stroje pak nahrazují práci dělníků a dochází tím ke zvyšování nezaměstnanosti (Ricardo, 1817).

Svým názorem k problematice nezaměstnanosti přispěl i **John Stuart Mill** (1806-1873), který tvrdil, že zaměstnanost je funkcí akumulace kapitálu. Chápal kapitál jako mzdový fond. Tvrdil, že firmy mohou zaměstnávat pouze tolik lidí, kolik činí jejich mzdový fond (kapitál). Ke zvýšení nezaměstnanosti dojde podle Milla, pokud se zmenší mzdový fond (kapitál), a to z důvodu zvýšení spotřeby zboží. Jinými slovy z dané produkce se více spotřebuje, na výplatu mezd tedy zbyde méně (Mill, 1848).

Dalším důležitým pojmem spojeným s nezaměstnaností je rezervní armáda nezaměstnaných **Karla Marxe** (1818-1883), která obsahuje všechny dělníky, kteří si konkurují při hledání práce. Marx tvrdí, že nezaměstnanost plyne z nedostatečné akumulace kapitálu. Jsme tedy v situaci, kdy je velké množství lidí, kteří chtějí pracovat, a malé množství kapitálu, který by je měl zaměstnávat (Marx, 1986).

V neposlední řadě stojí **Arthur Cecil Pigou** (1877-1959) a jeho efekt, který se dá vysvětlit tak, že v době recese začínají sice klesat ceny, což ale také zvyšuje reálné peněžní zůstatky domácností. Tyto domácnosti se proto cítí bohatší a začnou více nakupovat. Jinými slovy poptávka po spotřebních statcích roste, což zvyšuje nejen národní důchod ale i zaměstnanost. Podle tohoto autora jsou příčinou nedobrovolné nezaměstnanosti strnulé mzdy směrem dolů. Firmy by rády zaměstnaly více zaměstnanců ale pouze za podmínky nižších mezd, což však díky mzdovým strnulostem směrem dolů není možné (Pigou, 1941).

Dalším autorem je **John Maynard Keynes** (1883-1946) a jeho makroekonomická teorie zaměstnanosti. Keynes tvrdí, že zaměstnanost je funkcí sklonu ke spotřebě a velikosti investic. Keynes zastává názor, že příčinou nezaměstnanosti je nedostatečná agregátní poptávka, nikoliv vysoké mzdy jako tvrdili jeho předchůdci. V jeho pojetí makroekonomické teorie zaměstnanosti může vzniknout nedobrovolná nezaměstnanost (Keynes, 1963).

Podle **Miltona Friednana** (1912-2006) mají změny nabídky peněz v krátkém období vliv na reálný produkt a zaměstnanost. Friedman se také zmiňuje o přirozené míře nezaměstnanosti, což je taková míra nezaměstnanosti, při které nedochází k akceleraci inflace, což znamená, že inflace je stabilní. Pokud v ekonomice vzniká nezaměstnanost, Friedman ji chápe pouze jako dobrovolnou nezaměstnanost (Holman, 2005).

Další přístup k pojetí nezaměstnanosti je od zástupce rakouské školy **Friedricha Augusta von Hayeka** (1899-1992), přesněji jde o Hayekovu mikroekonomickou teorii zaměstnanosti. Tvrdil, že plné zaměstnanosti lze dosáhnout pouze při snížení mezd. V jeho pojetí vzniká nezaměstnanost kvůli struktuře poptávky, jelikož může nastat období, kdy dochází k nesouladu mezi strukturou poptávky a rozdělením výrobních zdrojů mezi výroby. Některé výroby tedy propouští a jiné přijímají zaměstnance, a tím je tento nesoulad eliminován (Hayek, 1931).

Poslední názor v tomto výčtu je ze Školy reálných hospodářských cyklů, jejíž zástupci jsou Američan **Edward Prescott** (1940\*) a Nor **Finn Kydland** (1943\*). Tito autoři uvažují ve své teorii pouze o existenci dobrovolné nezaměstnanosti. Zastávají názor, že dojde-li k tomu, že se v některých odvětvích zvyšují mzdy, a to kvůli produktivitě práce, ostatní firmy jsou též nuceny zvedat mzdy, aby si udržely své zaměstnance. Zaměstnanci se zase naopak bojí, že v budoucnu by mohly mzdy klesat, proto v současnosti nabízejí více práce, čímž zaměstnanost i výroba roste. Naopak, když firmy snižují mzdy, lidé současně nabízejí práce méně. Raději ji nahradí volným časem, protože očekávají, že v budoucnu mzdy porostou, čímž zaměstnanost i výroba klesne (Kydland a Prescott, 1990).

### 3.2.3 Měření nezaměstnanosti

Nyní budou rozebrány metody měření nezaměstnanosti. Mluví-li se o měření nezaměstnanosti, je nezbytné zmínit tyto tři pojmy: Registrovaná míra nezaměstnanosti, Podíl nezaměstnaných osob a Obecná míra nezaměstnanosti. **Registrovaná míra nezaměstnanosti** byla zveřejňována Ministerstvem práce a sociálních věcí, a to do ledna roku 2013, kdy ji nahradil Podíl nezaměstnaných osob. Registrovaná míra nezaměstnanosti se počítala jako podíl registrovaných uchazečů na úřadu práce ve věku 15 až 64 let k ekonomicky aktivnímu obyvatelstvu ve stejném věku, kdežto v ukazateli **Podíl nezaměstnaných osob** se mění jmenovatel na všechny obyvatele ve věku 15 až 64. Uvolnil se tedy předpoklad ekonomicky aktivních obyvatel (MPSV, 2012).

**Obecná míra nezaměstnanosti** je zveřejňována Českým statistickým úřadem a udává podíl nezaměstnaných k pracovní síle. Pracovní síla je chápána jako součet nezaměstnaných a zaměstnaných (ČSU, 2016a). Podle Kukly (2016) se ve statistikách ještě hojně využívá ukazatel **dlouhodobé míry nezaměstnanosti**, který vyjadřuje počet lidí, kteří jsou nezaměstnaní jeden rok, a dále jako podíl na celkové pracovní síle.

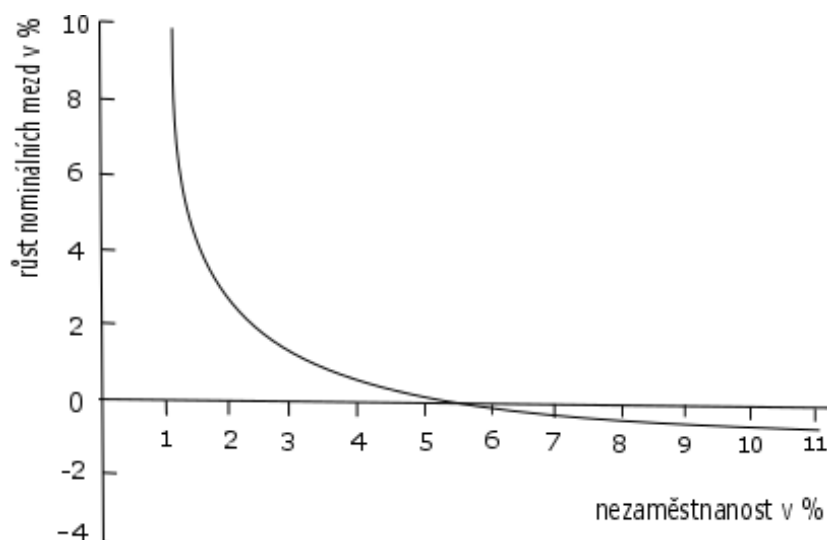
## 3.3 Phillipsova křivka

V této části budou rozebrány názory a přístupy k Phillipsově křivce (PK). Nejdříve bude zmíněna původní PK, potom modifikovaná PK a následně bude rozebrána PK z pohledu adaptivní a racionálního očekávání. K těmto tradičním pohledům na PK budou přidány některé novější jako například Nová keynesovská PK a Postkeynesovská PK. V závěru této kapitoly budou uvedeny studie, které se již zabývaly výzkumem PK v zemích V4.

### 3.3.1 Původní Phillipsova křivka

O vznik pojmu Phillipsova křivka se zapřičinil A. W. Philips (1958), který přesně zkoumal vztah mezi mírou nezaměstnanosti a změnou nominálních mezd. Tento vztah zkoumal na datech pro Velkou Británii v letech 1861-1957, viz Obr. 1. Domníval se, že při nízké míře nezaměstnanosti vzniká na trhu práce přebytek pra-

covních sil, což má za důsledek tlak na růst nominálních mezd. Také tvrdil, že díky frikční nezaměstnanosti, nemůže nezaměstnanost nikdy klesnout na nulu.



Obr. 1 Původní Phillipsova křivka pro Velkou Británii v letech 1861-1913  
Zdroj: Phillips (1958)

Tato původní Phillipsova křivka naznačovala, že relativní změny nominálních mzdových sazeb lze vysvětlit změnami míry nezaměstnanosti. Existenci tohoto nelineárního vztahu lze vyjádřit ve tvaru

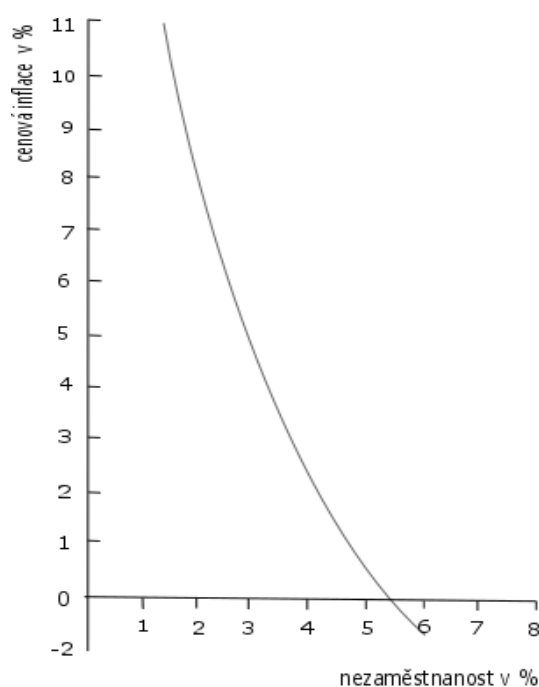
$$\Delta W / W + \alpha = \beta U^{\gamma}, \quad (7)$$

kde  $\Delta W / W$  jsou relativní změny nominálních mzdových sazeb,  $\alpha$  a  $\beta$  jsou koeficienty a  $U^{\gamma}$  jsou změny míry nezaměstnanosti.

Phillips ve své práci nerozlišoval mezi dlouhodobými a krátkodobými relacemi ani neuvažoval nad mzdovou inflací či nad reálnými mzdami. Naopak předpokládal dlouhodobou stabilitu nominálních mezd (Hušek, 2009). Phillips nebyl první, kdo zkoumal vztah mezi nezaměstnaností a inflací, první ekonomem byl Irving Fisher, výsledky své práce publikoval již v 30. letech 20. století, nicméně širší veřejnost jimi neoslovil.

### 3.3.2 Modifikovaná Phillipsova křivka

Dalšími, kdo zkoumali Phillipsovu křivku, byli Paul A. Samuelson a Robert M. Solow (1960). Zkoumali ji pro USA v 60. letech 20. století, viz Obr. 2.



Obr. 2 Modifikovaná křivka pro USA  
Zdroj: Samuelson a Solow (1960)

Oproti původní Phillipsově křivce ji však autoři upravili. Růst nominálních mezd (mzdovou inflaci) nahradili cenovou inflací, domnívali se, že vztah mezi nezaměstnaností a tempem cenové inflace je inverzní a platí jak v krátkém, tak v dlouhém období. Vycházeli z úvahy, že klesající míra nezaměstnanosti zvyšuje míru inflace, což znamená, že nulová úroveň nezaměstnanosti je spojena s nekonečnou úrovní inflace. Vycházeli z předpokladu, že růst nominálních mezd se vždy promítne do změny celkové inflace. Rostou-li ale nominální mzdy stejně jako produktivita práce, celková inflace zůstává stejná.

V 60. letech 20. století byl velmi rozšířený názor, že pomocí správné manipulace s agregátní poptávkou lze dosáhnout určitého bodu na Phillipsově křivce. Tento koncept se dostal do úzkých v 70. letech 20. století, kdy docházelo k současnému růstu nezaměstnanosti i inflace (stagflace), což ale odporovalo původní představě o Phillipsově křivce. (Hušek, 2009)

### 3.3.3 Phillipsova křivka a adaptivní očekávání

K rozuzlení neplatnosti PK v stagflaci přispěli Milton Friedman (1968) a Phelps (1967, 1968). Oba dospěli k závěru, že nepřímá závislost inflace a nezaměstnanosti musí být založena na inflačním očekávání. Vystupovali tak proti názoru, že cílenou manipulací agregátní poptávky lze ovlivnit bod na Phillipsově křivce a tím tedy ovlivnit pozici, ve které se bude ekonomika dlouhodobě nacházet. Toto pojetí PK (kdy je možné ovlivnit bod na Phillipsově křivce) totiž pracuje pouze s neočekávanou inflací.



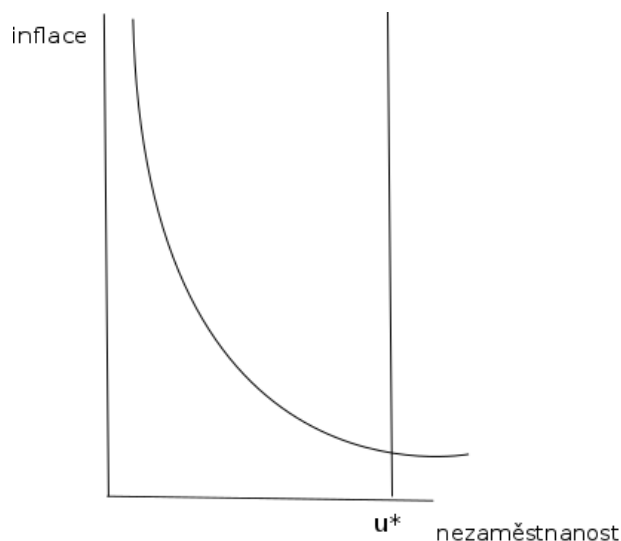
Friedman a Phelps tvrdili, že dochází k peněžní iluzi na straně pracovníků, kteří nepostřehnou, že v situaci, kdy rostou jejich mzdy, rostou i ceny zboží a služeb. Tohoto faktu si všimnou až se zpožděním. Mylně se tedy domnívají, že dostávají vyšší reálné mzdy, a proto mylně nabízejí i více práce, což je důvod, proč ve výsledku roste výstup a klesá nezaměstnanost. Tento jev trvá pouze do té doby, než si zaměstnanci se zpožděním uvědomí pravou výši svých reálných mezd. Substituce mezi mírou růstu cen a mírou poklesu nezaměstnanosti může být proto podle Friedmana pouze krátkodobá, viz Obr. 3. V dlouhodobém horizontu je Phillipsova křivka vertikální a nezaměstnanost se dostává na svoji přirozenou míru, substituční vztah mezi cenovou hladinou a mírou nezaměstnanosti tedy neexistuje.

V jejich pojetí Phillipsovy křivky hrají důležitou roli adaptivní inflační očekávání, která rozpoznal Cagan (1956). Adaptivní očekávání ( $\pi^e$ ) vznikají pouze na základě minulé zkušenosti s inflací. Subjekty očekávají inflaci pouze na základě toho, jaká inflace byla v minulosti. Tento vztah lze napsat dle následujícího vzorce:

$$\pi_t = g\pi_t + (1-g)\pi_{t-1}, \quad (8)$$

kde  $\pi_t$  je skutečná míra inflace v čase  $t$ ,  $\pi_{t-1}$  je očekávaná inflace v čase  $t-1$  a  $g$  je koeficient adaptivního očekávání. Čím je koeficient  $g$  bližší k jedné, tím větší je rozsah přizpůsobení (Hušek, 2009).

Analýzy Lipseyho a Parkina (1970) a Wallise (1971) poukázaly na nestabilitu Phillipsovy křivky a na její citlivost na makroekonomickou politiku. Navíc tyto studie ukázaly, že mezi změnami mezd a změnami cen existuje zpětná vazba, takže dává smysl zkoumat jejich vtahy pomocí simultánně závislých rovnic.

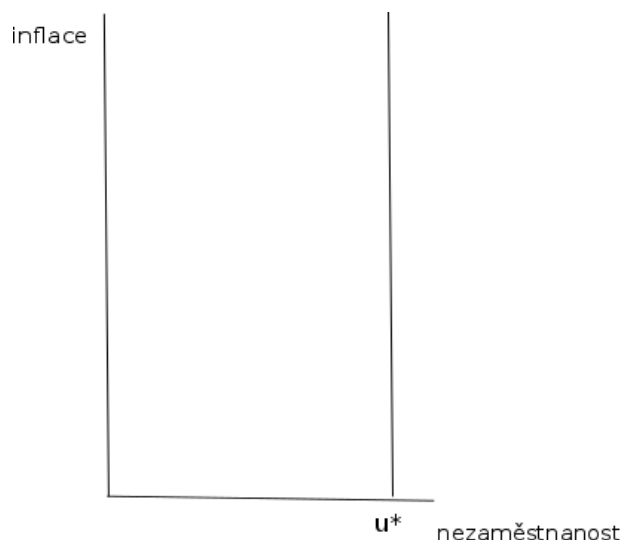


Obr. 3 Phillipsova křivka dle Milтона Friedmana  
Zdroj: Milton Friedman (1977)

### 3.3.4 Phillipsova křivka a racionální očekávání

Další modifikaci PK, která vycházela z nové klasické ekonomie, provedli Lucas a Rapping (1969). Vytvořili třírovnice model simultánních rovnic, kde první rovnicí je funkce agregátní nabídky práce, druhou rovnicí je funkce poptávky po práci a třetí funkcí je funkce nezaměstnanosti. Dospěli k inverzní Phillipsově křivce, kde byla míra nezaměstnanosti funkcí mzdové a celkové inflace.

Do další studie se pustil Robert Lucas (1973) sám, vychází z Friedmanova pojetí Phillipsovy křivky, pouze vyměnil adaptivní očekávání za racionální očekávání. Hypotézu racionálních očekávání sepsal již v roce 1961 americký ekonom John Muth. Racionální očekávání jsou podle jeho definice taková, která závisí jak na minulém, tak i na budoucím vývoji inflace (Muth, 1961). Dochází pak k tomu, že ovlivňování agregátní poptávky je neúčinné i v krátkém období. Subjekty nepodléhají peněžní iluzi a dokáží předvídat budoucí cenový a mzdový růst, který následně ihned promítnou do cen své produkce. Z toho plyne, že Phillipsova křivka je vertikální jak v dlouhém, tak v krátkém období, viz Obr. 4.



Obr. 4 Phillipsova křivka v pojetí Roberta Lucase  
Zdroj: Robert Lucas (1973)

### 3.3.5 Nová keynesovská Phillipsova křivka

Dalším modifikací Phillipsovy křivky je Nová keynesovská PK, která je založena na mikroekonomických základech, které vychází z předpokladu monopolistické konkurence a nominálních mzdových rigidit (Calvo, 1983). Nová keynesiánská Phillipsova křivka popisuje vztah mezi inflací, očekávanými firmami o budoucí inflaci a reálnými marginálními náklady firem. Tato teorie tvrdí, že inflace roste, pokud rostou mezní náklady firmy.

Calvo tvrdí, že si firmy mohou změnit cenu v jednotlivých obdobích s určitou pravděpodobností, nelze však ceny měnit okamžitě. Firmy při tvorbě cen vychází ze současných a budoucích podmínek, nikoli z minulého vývoje. Výsledná cena je

pak určena součtem cenové hladiny předešlého období a nové ceny. Sklon křivky se odvíjí od cenové rigidity.

### 3.3.6 Poskeynesovská Phillipsova křivka

Kriesler a Lavoie (2005) tvrdí, že Phillipsova křivka je ve svém průběhu částečně horizontální. Také tvrdí, že na inflaci působí více nabídkové než poptávkové šoky. Změny v agregátní poptávce se podle nich projeví více ve změně využití výrobních kapacit než v inflaci.

### 3.3.7 Práce zabývající se studii Phillipsovy křivky

Phillipsovu křivku v České republice zkoumají například studie Klímka (2007), Šteker (2006), Klímy, Laciny a Vařejky (2002). V ostatních zemích Visegrádské čtyřky se zabývali zkoumáním Phillipsovy křivky například Kárász (2009), Socha a Wojciechowski (2004) nebo Tímea (2005).

Klímek (2007) zkoumá vztah nezaměstnanosti a inflace v České republice v letech 1997-2006. Nepodařilo se mu ověřit klasický keynesiánský model ve tvaru přímky, ani ve tvaru paraboly, jako důvod uváděl nízký koeficient determinace. Po zařazení parametru očekávané inflace došlo k zdvojnásobení koeficientu determinace. Šteker (2006) se zaměřil na období 1993-2005 v České republice a došel k obdobným závěrům jako Klímek (2007). Oba autoři se shodují v tom, že by bylo vhodné do modelu přidat další proměnné jako například měnový kurz či HDP.

Klíma, Lacina a Vařejka (2002) se zaměřují na období 1997-2000. Ve své práci využili dva ukazatele inflace. První je index spotřebitelských cen a druhým je čistá míra inflace. Zvolený ukazatel inflace a míra nezaměstnanosti byly proloženy exponenciální regresní funkcí. U obou modelů se jim podařilo prokázat negativní závislost mezi mírou inflace a mírou nezaměstnanosti a prokázat tak krátkodobou platnost PK.

Kárász (2009) zkoumá Phillipsovu křivku na Slovensku v letech 1994-2008. Tvrdí, že pouze v období 2005-2008 lze prokázat negativní vztah mezi inflací a nezaměstnaností. Předchozí období jsou podle něj značně ovlivněna transformací a rozsáhlými reformami. V Polsku Phillipsovu křivku zkoumal také Socha a Wojciechowki (2004) a to v období 1992-2002. Ke své práci použili čtvrtletní data. Negativní vztah mezi inflací a nezaměstnaností se jim podařilo prokázat od druhého čtvrtletí 1998.

Maďarskou Phillipsovu křivku v letech 1993-2003 zkoumá ve své práci Tímea (2005) a dlouhodobou platnost inverzního vztahu mezi nezaměstnaností a inflací se mu nepodařilo prokázat.

## 3.4 Stabilizační hospodářská politika

Smyslem stabilizační politiky je zabránit vzniku makroekonomických nerovnováh. Jinými slovy se snaží o to, aby nedocházelo k nabídkovým a poptávkovým šokům,

kteřé vedou ke změnám nezaměstnanosti a inflace, jež pak ovlivňují i výstupy ekonomik. Stabilizační politika může mít podobu jemného ladění ve formě diskrečních opatření či vestavěných stabilizátorů.

Vestavěným stabilizátorem ve fiskální politice je například finanční podpora pro nezaměstnané. Uvažujme příklad, kdy ekonomika začíná zpomalovat, následně dochází ke snižování příjmů a spotřeby domácností, firmy vytváří menší zisky a jsou odváděny i menší daně. Někteří zaměstnanci dokonce přijdou o práci. Aby nedocházelo k tak výraznému snížení spotřeby, je právě vyplácena podpora v nezaměstnanosti, která umožňuje lidem bez práce mít aspoň minimální spotřebu. Samozřejmě je předpoklad, že v období expanze, kdy ekonomika roste, budou vytvářeny větší zisky, ze kterých se budou platit větší daně. Tyto daně by měly sloužit jako rezerva na podporu v nezaměstnanosti právě pro období recese (Baldwin a Wyplosz, 2013).

Diskreční opatření ve fiskální politice je například změna procenta daňové zátěže pro daňové subjekty. Pokud se daňová zátěž sníží, subjekty mohou dodatečně prostředky dále investovat a rozvíjet se. Tím pádem mohou potřebovat dodatečné pracovníky a může se tak snížit nezaměstnanost. Diskreční opatření v monetární politice je například změna úrokových sazeb. Pokud se například úrokové sazby sníží, firmy si mohou půjčovat úvěry levněji, jelikož zaplatí menší úrok za půjčené peníze. Firmy budou tedy více motivovány investovat a zaměstnávat nové zaměstnance (Baldwin a Wyplosz, 2013).

Podle hledáme optimální měnovou politiku a jsme v situaci, kdy se centrální banky rozhodují v podmínkách cílování inflace, je možné použít jednoduché ekonomické modely pro určení základních vztahů mezi makroekonomickými proměnnými. Například může být použit malý model otevřené ekonomiky od Balla (1999), který modifikuje dřívější modely od Svenssona (1997) a Balla (1997). Tyto modely stanovují optimální měnovou politiku Centrální banky pomocí inflačního cílování a Taylorova pravidla. Modifikovaný Svenssonův-Ballův model tvoří tři rovnice. První rovnice je autoregresní dynamickou IS křivkou otevřené ekonomiky, druhá rovnice představuje Phillipsovou křivku v otevřené ekonomice a třetí rovnice vyjadřuje přímý vztah mezi reálným měnovým kurzem a reálnou úrokovou mírou.

Centrální banka podle tohoto modelu může ovlivňovat inflaci prostřednictvím dvou různých kanálů. Svenssonův-Ballův model potvrzuje obecný názor, že přímý efekt měnového kurzu je nejrychlejší kanál působení měnové politiky centrální banky na inflaci (Hušek, 2009).

Podle Taylora (1999) je optimální pravidlo monetární politiky minimalizace vážených součtů rozptylu výstupu a inflace, kde váhy určují tvůrci měnové politiky. Ball považuje za optimální pravidlo takové, které udržuje ekonomiku na hranici určené poměrem rozptylů výstupu a inflace.

### 3.4.1 Dopady inflace a nezaměstnanosti na ekonomický růst

Mezi empirické práce, které se zabývají dopady inflace na ekonomický růst, patří práce Fischera (1993) a Barra (1995). Autoři pracují s regresí mezi změnami, inflace má v jejich modelu negativní koeficient a je chápána jako jedna

z vysvětlujících faktorů ekonomického růstu. Autoři došli k závěru, že permanentní nárůst inflace o 10 procentních bodů snižuje HDP o 4 až 7 % za třicet let. Přepočte-li se tento výsledek na jednotlivá léta, vychází to na 0,2-0,3 procentního bodu každým rokem.

Postupem času docházelo k inovacím tohoto modelu. Například Khan a Senhadji (2000) rozdělili vzorek v regresi na rozvinuté a rozvíjející se země a došli k závěru, že pro rozvinuté země jsou negativní dopady inflace škodlivé pro ekonomický růst až v případě, že inflace dosáhne více než 8 %.

S tímto názorem se ztotožňuje Easterly (1994), který zkoumal rozdíly mezi rychle a pomalu rostoucími ekonomikami. Ve své práci tvrdí, že ekonomiky, které rostou v průměru tempem 4 % ročně, mají inflaci průměrně 8,4 %. Nicméně země, které průměrně klesají 0,2 % ročně, mají v průměru 16,5 % inflaci.

Pokud má být rozebírán vztah míry nezaměstnanosti a ekonomickým růstem, musí být zmíněn Okunův zákon. Jedná se o vztah, který ve své práci pozoroval Arthur Okun (1962). Okun tvrdí, že dojde-li k poklesu reálného domácího produktu o 1 % pod potencionální produkt, zvýší se nezaměstnanost nad přirozenou míru přibližně o 0,33 %.

## 4 Materiál a metodika

V této části jsou podrobně popsána data, se kterými se v této práci pracuje a metodika, která byla použita. Je zde popsána regresní analýza a předpoklady klasického lineárního modelu, metoda Delta, která se používá pro výpočet směrodatné odchylky přirozené míry nezaměstnanosti. V neposlední řadě jsou zde také popsány metody pro získání očekávané inflace, jako je Model geometrických zpoždění.

### 4.1 Data

Pro analýzu Phillipsovy křivky v zemích V4 jsou použity roční údaje o míře inflace a míře nezaměstnanosti v jednotlivých zemích V4. Konkrétně je použita roční míra změny harmonizovaného indexu spotřebitelských cen oproti minulému roku jako ukazatel inflace a jako míra nezaměstnanosti je použito procento nezaměstnaných z celkové pracovní síly. Zdroj těchto dat je databáze Mezinárodního měnového fondu (IMF, 2016).

Pro Českou republiku byla dostupná data od roku 1996, pro Slovenskou republiku byla k dispozici data od roku 1994. Pro Maďarskou a Polskou republiku byla dostupná data i z 80. let, nicméně byla použita data od roku 1990, kdy lze v těchto zemích již hovořit o tržních ekonomikách. Časové řady jsou ve všech zemích do roku 2016.

### 4.2 Regresní analýza

Regresní analýza je statistickou metodou, která předpokládá veličiny  $X$  a  $Y$ , kdy  $Y$  je vysvětlovaná proměnná a  $X$  je vysvětlující proměnná. V případě jednorozměrné regresní analýzy zkoumáme vztah, kdy je vysvětlující proměnná  $X$  funkcí vysvětlované proměnné  $Y$  a  $\varepsilon$  je chybový člen, viz rovnice č. 9 (Greene, 2002).

$$Y = f(X) + \varepsilon \quad (9)$$

Rovnici č. 9 lze vyjádřit i následovně, kdy parametry  $\beta_0$  a  $\beta_1$  jsou neznámé parametry, které se pomocí regresní analýzy snažíme odhadnout a  $\varepsilon$  je chybový člen.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon \quad (10)$$

K odhadnutí parametrů  $\beta_0$  a  $\beta_1$  je v této práci využita metoda nejmenších čtverců, která určí odhady tak, aby součet čtverců chyb ( $\sum e_i^2$ ) nabyl minimální hodnoty. Tento vztah popisuje následující rovnice č. 11.

$$\text{MIN} \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - (\beta_0 + \beta_1 X_i))^2. \quad (11)$$

Aby byl OLS odhad parametrů regrese považován za nejlepší, je nutné, aby splňoval sedm níže uvedených předpokladů.

#### 4.2.1 Klasický předpoklad I

První předpoklad zní, že regresní model je lineární v parametrech, je správně specifikován a má aditivně připojen chybový člen. Tento předpoklad znamená, že model obsahuje správný počet a výběr regresorů a je zvolena správná funkční forma závislosti. Chyby specifikace se mohou projevit díky opomenutí proměnné, nadbytečné proměnné nebo díky chybně zvolené funkční formě (Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2009).

Mezi hlavní kritéria, která nám pomohou rozhodnout, zda je model správně specifikován, patří: ekonomická teorie,  $t$ -test koeficientů, celkový  $F$ -test modelu, RESET test, informační kritéria a koeficient  $R^2_{adj}$ .

##### *T-test*

$T$ -test lze použít k testování průkaznosti všech regresních parametrů  $\beta_j$ . U  $t$ -testu testujeme následující hypotézy:

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_0 &= 0 \\ H_1 : \beta_0 &\neq 0 \end{aligned} \quad (12)$$

$T$ -statistiku k testování  $j$ -tého regresního parametru lze vypočítat následovně:

$$t = \frac{\beta_j - \beta_k}{SE(\beta_j)} \sim t(n-p), \quad (13)$$

kde  $\beta_j$  je OLS odhad  $j$ -tého regresního parametru,  $\beta_k$  je konstanta vyplývající z nulové hypotézy a  $SE(\beta_j)$  je odhad příslušné střední chyby. Hypotézu  $H_0$  zamítneme, pokud vypočítaná  $p$ -hodnota je menší než zvolená hladina významnosti  $\alpha$  (Cipra, 2013).

##### *F-test*

$F$ -test se nejčastěji používá k celkové průkaznosti regresního modelu. Je možné testovat několik regresních parametrů současně. U  $F$ -testu testujeme následující hypotézy:

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k = 0 \\ H_1 : H_0 \text{ neplatí} \end{aligned} \quad (14)$$

Testovací statistika má u  $F$ -testu následující tvar:

$$F = \frac{RSS/(p-1)}{ESS/(n-p)} \approx F(p-1, n-p), \quad (15)$$

kde  $ESS$  je reziduální součet čtverců,  $RSS$  regresní součet čtverců,  $n$  je počet pozorování a  $p$  je počet regresních parametrů. Hypotézu  $H_0$  zamítneme, pokud je vypočítaná  $p$ -hodnota menší než zvolená hladina významnosti  $\alpha$ .

#### *RESET test*

RESET test je test, který se obvykle používá k odhalení opomenuté proměnné nebo nesprávně zvolené funkční formy. Testujeme následující hypotézy:

$$\begin{aligned} H_0 : \text{mod } el \text{ je správně specifikován} \\ H_1 : H_0 \text{ neplatí} \end{aligned} \quad (16)$$

Hypotézu  $H_0$  zamítneme, pokud je vypočítaná  $p$ -hodnota menší než zvolená hladina významnosti  $\alpha$  (Cipra, 2013).

#### *Informační kritéria*

Informační kritéria slouží především k vzájemnému porovnání více modelů, kde je stejná vysvětlovaná proměnná a různé vysvětlující proměnné. Jako nejlepší model se vybírá ten, který má nejmenší hodnotu informačního kritéria.

Akaikovo informační kritérium ( $AIC$ ) lze vypočítat podle následujícího vzorce:

$$AIC = \ln\left(\frac{ESS}{n}\right) + \frac{2p}{n}, \quad (17)$$

kde  $p$  je počet parametru,  $n$  je počet pozorování a  $ESS/n$  je reziduální rozptyl. Schwarzovo (Bayesovské) informační kritérium ( $BIC$ ) lze vypočítat dle vzorce

$$BIC = \ln\left(\frac{ESS}{n}\right) + \ln(n)\frac{p}{n}, \quad (18)$$

kde  $p$  je počet parametrů,  $n$  je počet pozorování a  $ESS/n$  je reziduální rozptyl. Hannanovo-Quinnovo informační kritérium lze vypočítat podle vzorce



$$HQC = \ln\left(\frac{ESS}{n}\right) + \ln(\ln(n))\frac{2p}{n}, \quad (19)$$

kde  $p$  je počet parametrů,  $n$  je počet pozorování a  $ESS/n$  je reziduální rozptyl.

#### *Koeficient determinace*

Koeficient determinace ( $R^2$ ) nabývá hodnot mezi 0 a 1 a určuje část celkové variability pozorovaných hodnot  $S_Y$ , kterou lze vysvětlit daným regresním modelem. Jinak řečeno, koeficient determinace určuje, kolik procent celkové variability lze vysvětlit regresním modelem. Pro malý výběr je však odhad vychýlený, což znamená, že nadhodnocuje přiléhavost k regresnímu modelu. Koeficient determinace lze vypočítat podle rovnice č. 17.

$$R^2 = 1 - \frac{ESS}{TSS} = \frac{RSS}{TSS}, \quad (20)$$

kde  $ESS$  je reziduální chybová suma čtverců,  $RSS$  je regresní suma čtverců,  $TSS$  je celková suma čtverců.

#### *Adjustovaný koeficient determinace*

Problém vychýlení při malém počtu pozorování ve výběru lze eliminovat adjustovaným koeficientem determinace, který se vypočítá podle rovnice č. 18. Při velkém počtu pozorování se zlomek v Rovnici č. 18 blíží hodnotě 1 a výsledek je velmi podobný výsledku, který získáme použitím Rovnice č. 17, tedy neadjustovaného koeficientu determinace (Cipra, 2013).

$$R_{adj}^2 = 1 - \left(1 - R^2\right)\frac{n-1}{n-p}, \quad (21)$$

kde  $R^2$  je koeficient determinace,  $n$  je počet pozorování a  $p$  je počet parametrů.

### **4.2.2 Klasický předpoklad II**

Druhým předpokladem je, že chybový člen má nulovou střední hodnotu. Pokud k odhadu regresních parametrů použijeme metodu OLS, je tato podmínka automaticky splněna.

### **4.2.3 Klasický předpoklad III**

Třetím předpokladem je, že všechny vysvětlující proměnné jsou nekorelované s chybovým členem. Tato chyba znamená, že OLS chybně přisoudí část variability vysvětlujícím proměnným, tato variabilita však pochází z chybového členu. K porušení těchto předpokladů může docházet v dynamických lineárních modelech, nebo také v případech, že byla stanovena špatná specifikace modelu.

#### 4.2.4 Klasický předpoklad IV

Čtvrtý předpoklad je splněn, pokud pozorování chybového členu nejsou korelována se sebou samými. Vyskytuje-li se v modelu sériová korelace, dojde k podhodnocení rozptylu a standardních chyb parametrů modelu (Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2009).

Tento předpoklad lze testovat pomocí Durbin-Watsonova testu, Ljung-Box testu a grafu autokorelační funkce (ACF) a parciální autokorelační funkce (PACF).

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{není sériová korelace prvního rádu} \\ H_1 &: H_0 \text{ neplatí} \end{aligned} \quad (22)$$

Durbin-Watsonova statistika  $d$  se vypočítá podle vzorce

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}, \quad (23)$$

kde blíží-li se výsledek 0, značí to extrémně pozitivní sériovou korelaci, pokud se výsledek blíží číslu 4, značí to extrémně negativní sériovou korelaci. Sériová korelace není přítomna, pokud se  $d$  statistika blíží k číslu 2 (Cipra, 2013).

K nápravě problému se sériovou korelací lze použít zobecněnou metodu nejmenších čtverců (GLS), která existuje ve 2 základních verzích, a to postup podle Cochran a Orcutta nebo postup dle Praise a Winstena (Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2009).

#### Graf ACF a PACF

Grafy ACF a PACF lze jednoduše získat z Gretlu. Sledujeme, zda koeficienty autokorelace zasahující mimo pás neprůkaznosti či nikoliv. Pokud zasahují mimo pás neprůkaznosti, považujeme tyto koeficienty za statisticky průkazné.

#### 4.2.5 Klasický předpoklad V

Pátý předpoklad obsahuje podmínku, že chybový člen má mít konstantní rozptyl. Není-li tomu tak, znamená to, že variabilita rozdělení chybového členu se u každého pozorování mění. Vyskytuje-li se heteroskedasticita v modelu, je pravděpodobné, že dojde k podhodnocení rozptylu a standardních chyb. Z tohoto důvodu pak můžeme chybně zamítnout  $H_0$  hypotézu (Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2009).

K ověření tohoto předpokladu lze použít Whitův test, Breusch-Paganův test a Parkův test. Testujeme následující hypotézy:

$$\begin{aligned} H_0 : D(\varepsilon_i) &= \tau_i^n \\ H_1 : H_0 &\text{ neplatí} \end{aligned} \quad (24)$$

V případě výskytu heteroskedasticity zkontrolujeme správnost specifikace model, nebo použijeme váženou metodu nejmenších čtverců, metodu opravené heteroskedasticity nebo logaritmickou transformaci (Cipra, 2013).

#### 4.2.6 Klasický předpoklad VI

Šestý předpoklad tvrdí, že žádná vysvětlující proměnná není lineární kombinací jiné vysvětlující proměnné. Jedná se o problém perfektní multikolinearity proměnných, který v modelu způsobí, že odhadnuté rozptyly a standardní chyby koeficientů vzrostou (Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2009).

Ke zjišťování multikolinearity lze použít metodu *VIF*, koeficienty vícenásobné determinace regresorů nebo výpočet párových korelačních koeficientů.

*VIF* je metoda založená na dílčích vícenásobných koeficientech determinace. Hodnota *VIF* se počítá pro každou vysvětlující proměnnou. Problém nastává, pokud se hodnota *VIF* přesáhne hodnotu 10. Pokud zvolíme metodu párových korelačních koeficientů a některý z párových korelačních koeficientů je větší než 0,8, považuje se multikolinearita za neúnosnou.

Vyřešit tento problém lze, když proměnnou, která je postižená multikolinearitou, vynecháme nebo zvětšíme rozsah souboru, s nímž pracujeme (Cipra, 2013).

#### 4.2.7 Klasický předpoklad VII

Sedmý předpoklad požaduje, aby chybový člen měl normální rozdělení. Pokud bude tento předpoklad porušen, bude to znamenat, že *t*-testy a *F*-test budou mít značně sníženou vypovídací schopnost (Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2009).

K ověření tohoto předpokladu lze použít histogram, Q-Q plot, Testy dobré shody nebo Shapiro-Wilkův test. Testujeme následující hypotézy:

$$\begin{aligned} H_0 &= \varepsilon \sim N(0, \tau^n) \\ H_1 &= \text{nepravda } \varepsilon \sim N(0, \tau^n) \end{aligned} \quad (25)$$

Když zjistíme v modelu nenormalitu, můžeme ji vyřešit tím, že použijeme robustní metody, které jsou necitlivé na typ pravděpodobnostního rozdělení, nebo že budeme modelovat odlehlá pozorování, která někdy mohou být příčinou nenormality (Cipra, 2013).

### 4.3 Přirozená míra nezaměstnanosti

Pro odhad přirozené míry nezaměstnanosti ( $u^*$ ) je potřeba využít model, který s touto proměnnou pracuje. V této práci bude tedy využit model Phillipsovy křivky podle Friedmana a Phelpse (Wooldridge, 2002).

$$u_t = u^* - a^*(\pi_t - \pi_e), \quad (26)$$

kde  $\pi_e$  je očekávána míra inflace a může být odhadnuta pomocí metody adaptivního očekávání nebo pomocí Modelu geometrických zpoždění. Pozorovaná míra inflace je zde značena jako  $\pi_t$ ,  $u_t$  je pozorovaná míra nezaměstnanosti a  $a$  je koeficient.

Rovnice č. 21 lze také zapsat následovně:

$$u_t = u^* - a^* \Delta\pi_t, \quad (27)$$

kde  $\Delta\pi_t$  je rozdíl mezi pozorovanou a očekávanou inflací. Přičemž po drobné transformaci platí následující:

$$\Delta\pi_t = \frac{u^*}{a} - \frac{u_t}{a}, \quad (28)$$

kde koeficienty  $\beta_0$  a  $\beta_1$  lze vyjádřit následovně:

$$\beta_0 = \frac{u^*}{a}, \beta_1 = -\frac{1}{a}. \quad (29)$$

Dáme-li koeficienty  $\beta_0$  a  $\beta_1$ , které jsou vyjádřeny v Rovnice č. 24, dohromady, dostaneme následující vzorec pro přirozenou míru nezaměstnanosti ( $u^*$ )

$$u^* = -\frac{\beta_0}{\beta_1}. \quad (30)$$

Dosadíme-li koeficienty  $\beta_0$  a  $\beta_1$ , které jsou vyjádřeny Rovnice č. 24, do Rovnice č. 23, získáme následující rovnici:

$$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t \quad (31)$$

V neposlední řadě je třeba zmínit, že cyklická nezaměstnanost ( $u_c$ ) se vypočítá jako rozdíl mezi pozorovanou ( $u_t$ ) a přirozenou mírou nezaměstnanosti ( $u^*$ ).

$$u_c = u_t - u^*, \quad (32)$$

#### 4.3.1 Metoda Delta

Metoda Delta se používá pro odvození rozptylu nelineární funkce parametrů. V této práci bude použita k získání směrodatné chyby přirozené míry nezaměstnanosti (Casella, 2002).

Při aplikaci Delta metody postupujeme dle těchto kroků. Za prvé je důležité specifikovat chybový rozptyl a kovarianci pro každý parametr. Další krok je najít

parciální derivaci rovnice podle každého parametru. Posledním krokem je nahradit rozptyl a parciální derivace v příslušné rovnici.

Pro Taylorův odhad parciálních derivací se použijí následující rovnice:

$$\frac{\partial f(x, y)}{\partial x} = -\frac{y}{x^2}, \quad (33)$$

$$\frac{\partial f(x, y)}{\partial y} = \frac{1}{x}. \quad (34)$$

Uvažujeme-li funkci

$$f(x, y) = \frac{y}{x}, \quad (35)$$

tak její odhad variance lze vyjádřit pomocí následujícího vzorce:

$$\text{Var}\left(\frac{y}{x}\right) = \frac{\beta_0^2}{\beta_1^4} \text{Var}(x) - \frac{2\beta_0}{\beta_1^3} \text{Cov}(x, y) + \frac{1}{\beta_1^2} \text{Var}(y). \quad (36)$$

Rozptyl a kovarianci lze nalézt pomocí koeficientů kovarianční matice

$$\text{Var}(\beta) = \begin{bmatrix} V_{11} & V_{12} \\ V_{21} & V_{22} \end{bmatrix}. \quad (37)$$

Rozptyl lze pak vypočítat z rovnice

$$\sigma^2 = \frac{1}{\beta_1^2} \left( V_{11} - 2\frac{\beta_0}{\beta_1} V_{12} + \frac{\beta_0^2}{\beta_1^2} V_{22} \right). \quad (38)$$

#### 4.4 Adaptivní očekávání

Jak už bylo zmíněno výše, adaptivní očekávání lze použít pro výpočet očekávané inflace. Tato metoda vychází z toho, že lidé pouze na základě své zkušenosti z minulosti predikují vývoj inflace v budoucnosti. Matematicky lze tento vztah zapsat pomocí následujícího vzorce:

$$\pi_{e(t+1)} = \pi_{e(t)}, \quad (39)$$

kde  $\pi_{e(t)}$  je očekávaná inflace v čase  $t$  a  $\pi_{e(t+1)}$  je očekávaná inflace v čase  $t+1$ .

#### 4.4.1 Model geometrických zpoždění (GLM)

Model geometrických zpoždění je další metoda, kterou lze použít pro výpočet očekávané inflace. Použijeme ji v situaci, kdy očekáváme, že pozorování, která jsou bližší přítomnosti, mají větší vliv než ta pozorování, která jsou přítomnosti dále. Jinými slovy lze říci, že vliv pozorování bude jednotně slábnout s časem. Model geometrických zpoždění lze zapsat následovně:

$$Y_t = \alpha + \beta \sum_{i=1}^{\infty} (1-\lambda)\lambda^i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (40)$$

Tento model zahrnuje nekonečné množství zpoždění, kde váhy klesají geometricky směrem do minulosti. Model geometrických zpoždění lze využít v ekonomickém modelu očekávání, který lze zapsat následovně:

$$\pi_{e(t)} = \lambda \pi_{e(t-1)} + (1-\lambda)\pi_{(t-1)} \quad (41)$$

Aktuální očekávání jsou tvořena váženým průměrem očekávání v předchozích obdobích a nejnovějšími pozorováními. Pokud se parametr  $\lambda$  rovná 1, běžné datum je ignorováno a očekávání nejsou revidována. Parametr  $\lambda$ , který je roven 0, charakterizuje striktního pragmatika, který okamžitě zapomíná na minulost. Model geometrických zpoždění lze odhadnout pomocí metody nelineárních nejmenších čtverců (Greene, 2002).

## 5 Výsledky a diskuze

V této části jsou podrobně rozebrány výsledky, které jsou členěny dle jednotlivých zemí V4. Prvně jsou komentovány výsledky v České republice, následně ve Slovenské republice, pak v Polsku a nakonec v Maďarsku.

Pro každou zemi je na začátku zdůvodněn rozsah sledovaného období a následně jsou sestaveny čtyři různé modely krátkodobé Phillipsovy křivky. První model je vždy jednoduchý model Phillipsovy křivky, který zkoumá vztah mezi inverzní nezaměstnaností a inflací. Další dva modely se zabývají vztahem nezaměstnanosti a neočekávané inflace. Poslední model řeší vztah cyklické nezaměstnanosti a neočekávané inflace.

Tomuto modelu předchází výpočet přirozené míry nezaměstnanosti, který je nutný pro výpočet cyklické nezaměstnanosti. Cyklická nezaměstnanost se vypočítá jako rozdíl mezi pozorovanou nezaměstnaností a přirozenou mírou nezaměstnanosti. V závěru každé kapitoly o dané zemi jsou znázorněny nabídkové šoky, které lze charakterizovat jako nečekané události, které mají vliv na nabídku zboží, služeb a na jejich cenu.

### 5.1 Česká republika

V České republice je sledováno období od roku 1996-2016. Počet pozorování je tedy 21. Proč bylo zvoleno právě toto období, je rozebráno v následujících odstavcích.

Komunistický režim v ČR padl v listopadu 1989 a vznikly tak podmínky pro ekonomickou reformu. Tato reforma byla zahájena začátkem roku 1991. Ekonomické reformě předcházelo přesunutí depozitní a úvěrové činnosti z centrální banky na komerční banky. Navíc byl zaveden jednotný kurz koruny, který byl devalvován o více než 50 % své oficiální hodnoty.

Státní banka československá se svou měnovou politikou od roku 1991 zaměřovala na udržování stabilní měny, přičemž se opírala o fixní kurz a peněžní zásobu. V lednu 1993 došlo k rozdělení federace na samostatnou Českou a Slovenskou republiku. Česká národní banka díky spřízněnosti se Státní bankou československou zvládla rozdělení měny bez problému. Problémem však bylo udržování cenové stability. V únoru 1996 došlo k rozšíření flukтуаčního pásma koruny z  $\pm 0,5$  % na flukтуаční pásmo  $\pm 7,5$  %, smyslem bylo zabránit nadměrnému přílivu kapitálu, nicméně pokus byl neúspěšný. Rostl dovoz a zvyšovala se inflace, protože převis poptávky nad nepružnou domácí nabídkou byl stále značný. (ČNB, 2017d)

Díky nerovnováze na vnějším trhu, problémům v bankovním sektoru a finanční krizi musela ČNB čelit výraznému tlaku na oslabení koruny během května 1997. Výsledkem bylo, že ČNB byla nucena opustit režim fixního kurzu a nahradit ho režimem volného pohybu kurzu tzv. řízeným floatingem (ČNB, 2017c). Počínaje rokem 1998 změnila Česká národní banka režim měnové politiky na cílování inflace. Koncept cílování inflace byl poprvé aplikován v roce 1990 Rezervní bankou Nového Zélandu (Hušek, 2009). V prvním období cílování inflace používala ČNB

jako hlavní ukazatel inflace tzv. čistou inflaci. V dubnu 2001 bylo rozhodnuto o přechodu k cílování celkové inflace, přesněji k cílování přírůstku indexu spotřebitelských cen (ČNB, 2017b).

V práci byla modelována různá období, nicméně nebyl zásadní rozdíl, v tom zda bylo zvoleno období od roku 1998 či od roku 1996 do roku 2016. Bylo tedy ponecháno základní období 1996-2016. V dalších odstavcích budou rozebrány modely, které byly vytvořeny pro toto období.

### 5.1.1 Jednoduchý model Phillipsovy křivky pro Českou republiku

Prvním modelem, který byl sestaven pro období 1996-2016 v České republice, je jednoduchý model Phillipsovy křivky. Tento model, jak již bylo zmíněno výše, je sestaven z inverzní nezaměstnanosti a inflace. Inverzní model nezaměstnanosti byl zvolen, jelikož hodnoty informačních kritérií a koeficient determinace nabývaly výrazně lepších hodnot u tohoto modelu, než u modelu lineární nezaměstnanosti.

Pro inverzní nezaměstnanost se očekává kladné znaménko koeficientu  $\beta_1$ , pro lineární model nezaměstnanosti se zase očekává záporné znaménko koeficientu  $\beta_1$ . Výsledky inverzního modelu lze vidět v Tab. 1.

Tab. 1 Model PK pro ČR vyjádřený inverzní nezaměstnaností a inflací

Inflace = $(\beta_0)$ konstanta + $(\beta_1)$ inverzní nezaměstnanost					
Y = -1,59 + 30,35(1/X)					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $(\beta_0)$		-1,59	2,265	-0,702	0,491
Parametr $\beta_1$		30,35	16,696	1,818	0,085
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,172	0,128	0,830	104,445	106,534	104,898

V Tab. 1 si můžeme všimnout, že koeficient determinace i adjustovaný koeficient determinace nabývají kladných hodnot. To znamená, že vysvětlující proměnná inverzní nezaměstnanost je schopná vysvětlit 12,8 % variability vysvětlované veličiny inflace. Odhad parametru  $\beta_0$  i celý F-test jsou statisticky nevýznamné, jelikož jejich *p*-hodnoty jsou vyšší než hladina významnosti 5 %. Parametr  $\beta_1$  je na hladině významnosti 5 % statisticky nevýznamný, nicméně na hladině významnosti 10 % je již statistický významný. Důležitá je i hodnoty D-W statistiky, která má hodnoty 0,83 a značí pozitivní sériovou korelaci chybového členu.

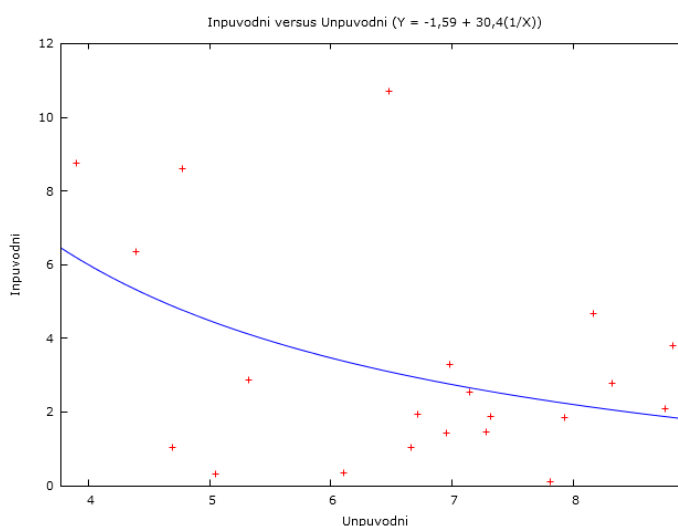


V Tab. 2 jsou vidět výsledky testů, které byly použity k ověření OLS odhadů regresních parametrů. Jinými slovy, bylo zkoumáno, zda tyto odhady mají ze statistického hlediska výhodné vlastnosti jako například nestrannost, maximální vydatnost, konzistenci a normalitu. Z Tab. 1 je vidět, že  $p$ -hodnota u testu LM se dostala pod hranici 5 %, což je hranice významnosti. Tento výsledek značí, že v modelu je autokorelace chybového členu, což má za následek podhodnocení rozptylu a standardních chyb parametrů. K odstranění těchto nedostatků lze použít robustní odhad směrodatných chyb. V Tab. 1 jsou uvedeny výsledky po aplikaci této metody.

Tab. 2 Ověření klasických předpokladů PK pro Českou republiku vyjádřenou inverzní nezaměstnaností a inflací

Test	P-hodnota	Závěr
Reset test	0,408	Správná specifikace.
Whiteův test	0,307	Homoskedasticita.
Breusch-Paganův test	0,252	Homoskedasticita.
Test normality reziduí	0,102	Normální rozdělení
LM test	0,009	<b>Autokorelace.</b>

Celý model je možné vidět na Obr. 5. Na ose X je nezaměstnanost a na ose Y je inflace, model je proložen inverzní regresní přímkou. Krátkodobou PK pro Českou republiku vyjádřenou inverzní nezaměstnaností a inflací se tedy pro období 1996-2016 podařilo prokázat. To zejména z toho důvodu, že adjustovaný koeficient determinace nabývá kladných hodnot, předpokládané znaménko koeficientu  $\beta_1$  se rovnalo skutečnému a po aplikaci robustních odhadů směrodatných chyb, byly splněny všechny klasické předpoklady.



Obr. 5 PK vyjádřená nezaměstnanost a inflací

### 5.1.2 Phillipsova křivka a inflační očekávání v České republice

V této části jsou zpracovány modely, které pracují s inflačním očekáváním. První model v této části uvažuje jako vysvětlovanou proměnou první diferencí inflace, druhý model uvažuje jako vysvětlovanou proměnou inflační očekávání, které jsou získány pomocí Modelu geometrických zpoždění.

Jako první budou uvedeny výsledky modelu, který slouží k ověření vztahu mezi nezaměstnaností a **první diferencí inflace**. Tento model je opět sestaven pro období 1996-2016. Výsledky tohoto modelu jsou vidět v Tab. 3. Pro tento model se očekává záporné znaménko koeficientu  $\beta_1$  (nezaměstnanosti).

Tab. 3 Model PK pro ČR vyjádřený nezaměstnaností a první diferencí inflace

První diference inflace = $(\beta_0)$ konstanta - $(\beta_1)$ nezaměstnanost					
Y = 3,71 - 0,60X					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $\beta_0$		3,71	2,270	1,634	0,120
Parametr $\beta_1$		-0,60	0,364	-1,659	0,115
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,088	0,037	2,833	98,700	100,692	99,089

V Tab. 3 z rovnice modelu vyplývá negativní vztah mezi inflací a nezaměstnaností, jelikož koeficient  $\beta_1$  je záporný, jak se na začátku předpokládalo. Dále lze z Tab. 3 vyčíst, že koeficient determinace i adjustovaný koeficient determinace jsou výrazně menší než u předcházejícího modelu, který byl znázorněn v Tab. 1. Informační kritéria jsou nicméně u modelu uvedeném v Tab. 3 nižší než u modelu, který je uveden v Tab. 1. Porovnávají-li se dva modely dle informačních kritérií, je lepší ten, který má informační kritéria nižší, v našem případě model v Tab. 3. Dále je důležitá D-W statistika, jejíž hodnota se blíží k číslu 4, což značí negativní sériovou korelaci chybového členu. Odhady parametrů  $\beta_0$  a  $\beta_1$  i celý F-test jsou statisticky nevýznamné, jelikož jejich  $p$ -hodnoty jsou vyšší než hladina významnosti 5 %.

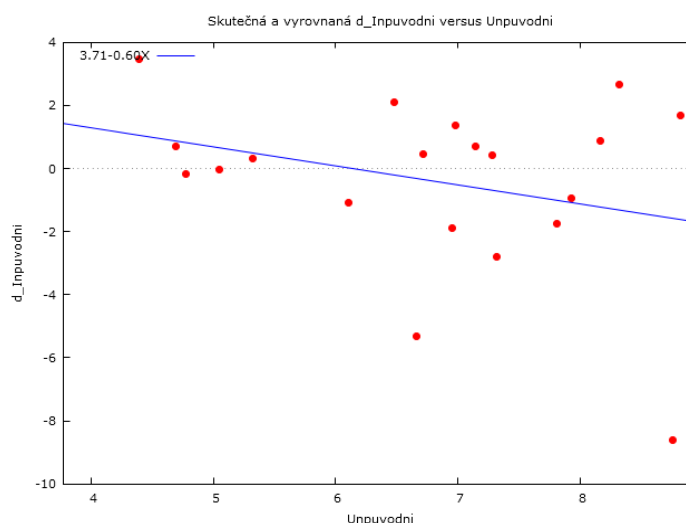
Testování OLS odhadu regresních koeficientů je vidět v Tab. 4. Jak si lze všimnout, u tohoto modelu vyšla heteroskedasticita chybového členu, protože  $p$ -hodnota u Whiteova a Breusch-Paganova testu je pod hranicí významnosti, která činí 5 %. Heteroskedasticita v modelu vede k podhodnocení rozptylu a standardních chyb. K odstranění těchto nedostatků byly použity robustní odhady směrodatných chyb.  $P$ -hodnoty a směrodatné chyby v Tab. 3 jsou hodnoty, které vyšly

po aplikaci robustních odhadů. Z Tab. 4 si také můžeme všimnout LM testu, který se pohybuje na hranici zamítnutí nulové hypotézy, což již naznačovala D-W statistika.

Tab. 4 Ověření klasických předpokladů modelu PK pro ČR vyjádřeného nezaměstnaností a první diferencí inflace

Test	P-hodnota	Závěr
Reset test	0,530	Správná specifikace
Whiteův test	0,040	<b>Heteroskedasticita</b>
Breusch-Paganův test	0,018	<b>Heteroskedasticita</b>
Test normality reziduí	0,117	Normální rozdělení
LM test	0,065	Není autokorelace

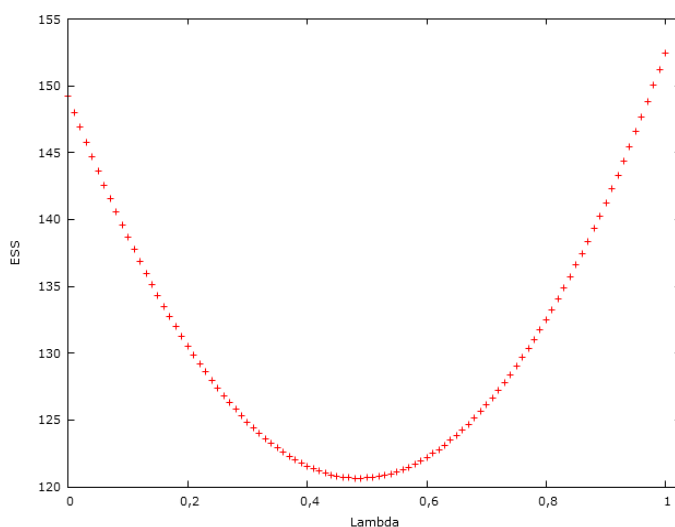
Celý model je vidět na Obr. 6. Z Obr. 6 je možné zjistit, že pozorované hodnoty jsou rozptýlené poměrně rovnoměrně okolo vypočítané regresní přímky. Pouze dvě pozorování jsou od regresní přímky velmi vzdálena. Krátkodobou PK pro Českou republiku vyjádřenou nezaměstnaností a první diferencí inflace se tedy pro období 1996-2016 podařilo prokázat. A to hlavně z následujících důvodů: adjustovaný koeficient determinace nabývá kladných hodnot, předpokládané znaménko koeficientu  $\beta_1$  se rovnalo skutečnému a po aplikaci robustních odhadů směrodatných chyb, byly splněny všechny klasické předpoklady.



Obr. 6 PK vyjádřená nezaměstnaností a první diferencí inflace

Další model, který zde je uveden pro Českou republiku, pracuje s inflačním očekáváním, které je získáno pomocí **Modelu geometrických zpoždění**. Pro tento model je velmi důležitý parametr  $\lambda$ , jeho pravou hodnotu získáme, pokud najdeme takový parametr  $\lambda$ , kde součet residuálních regresních čtverců (*ESS*) je minimální. *ESS* získáme, pokud odečteme od pozorované inflace inflaci očekávanou, vypočíta-

nou pomocí vzorce č. 35. Parametr lambda vyšel pro Českou republiku  $\lambda=0,47$ . Průběh *ESS* jako funkce lambda je možné vidět na Obr. 7.



Obr. 7 Průběh *ESS* jako funkce lambda v České republice

Po výpočtu očekávané inflace je již jednoduché vypočítat velikost neočekávané inflace jako rozdíl pozorované inflace a očekávané inflace. Model, který zkoumá vztah nezaměstnanosti a neočekávané inflace, je vidět v Tab. 5. Očekávalo se, že koeficient  $\beta_1$  (nezaměstnanost) bude mít zápornou hodnotu.

Tab. 5 Model PK pro ČR vyjádřený nezaměstnanosti a neočekávanou inflací

Neočekávaná inflace = $(\beta_0)$ konstanta - $(\beta_1)$ nezaměstnanost					
$Y = 4,26 - 0,75X$					
		Koeficient	Směr. chyba	<i>t</i> -podíl	<i>P</i> -hodnota
Konstanta $\beta_0$		4,26	2,092	2,035	0,056
Parametr $\beta_1$		-0,75	0,327	-2,282	0,034
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,218	0,177	2,425	93,267	95,356	93,720

V Tab. 5 z regresní rovnice si lze všimnout, že u parametru nezaměstnanosti vyšlo záporné znaménko, které tedy naznačuje inverzní vztah mezi nezaměstna-

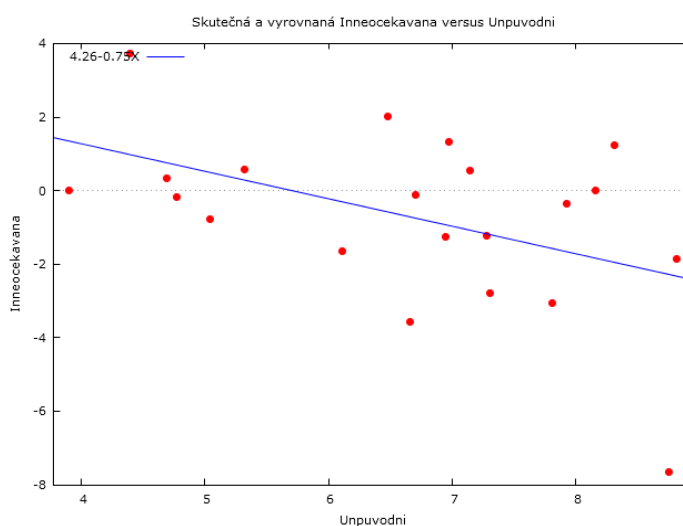
ností a inflací. Když se tento model porovná s dvěma předchozími modely, má ze všech tří modelů nejmenší informační kritéria a nejvyšší koeficient determinace i nejmenší adjustovaný koeficient determinace, což značí, že je ze všech předchozích modelů ten nejlepší. Oba parametry  $\beta_0$  i  $\beta_1$  v Tab. 5 i celý model lze považovat za statisticky významné, jelikož  $p$ -hodnoty  $t$ -testů i  $F$ -testu mají hodnotu nižší než zvolená hladina významnosti, která je 5 %.

V Tab. 6 jsou uvedeny testy, které se snaží ověřit zda OLS odhady regresních koeficientů jsou ty nejlepší. Z výsledků v Tab. 6 je vidět, že výsledky OLS odhadů lze považovat za ty nejlepší odhady, jelikož žádná  $p$ -hodnota není pod hranicí významnosti 5 %.

Tab. 6 Ověření klasických předpokladů modelu PK pro ČR vyjádřeného nezaměstnaností a neočekávanou inflací

Test	P-hodnota	Závěr
Reset test	0,616	Správná specifikace
Whiteův test	0,087	Homoskedasticita
Breusch-Paganův test	0,091	Homoskedasticita
Test normality reziduí	0,316	Normální rozdělení
LM test	0,353	Není autokorelace

Výsledný model je možné vidět na Obr. 8. Lze si všimnout, že všechna pozorování jsou relativně rovnoměrně rozmístěna kolem regresní přímky. Na základě výše zmíněných skutečností, můžeme konstatovat, že se podařilo prokázat krátkodobou PK na datech nezaměstnanosti a neočekávané inflace pro Českou republiku v období 2005-2016.



Obr. 8 PK vyjádřená nezaměstnaností a neočekávanou inflací

### 5.1.3 Přirozená míra nezaměstnanosti v České republice

V této části je popsán výpočet přirozené míry nezaměstnanosti. Ve Friedmanově pojetí se jedná o výpočet dlouhodobé Phillipsovy křivky, která má tvar vertikály a počátek právě v hodnotě, která odpovídá přirozené míře nezaměstnanosti.

Přirozenou míru nezaměstnanosti lze vypočítat, pokud je OLS odhad koeficientu  $\beta_0$  vydělen OLS odhadem koeficientu  $\beta_1$ . Pomocí metody Delta lze pak zjistit směrodatnou chybu vypočítané přirozené míry nezaměstnanosti.

Výpočet přirozené míry nezaměstnanosti byl aplikován na modely nezaměstnanosti a inflačního očekávání, což je tedy model z Tab. 3, kde je vysvětlující proměnnou nezaměstnanost a vysvětlovanou proměnnou první diference inflace. Pro ověření je přirozená míra počítána i z modelu z Tab. 5., kde je vysvětlovaná proměnná neočekávaná inflace.

Jako první jsou rozebrány výsledky z modelu z Tab. 3, kde se zkoumá **vztah mezi nezaměstnaností a první diferencí inflace**. Přirozená míra nezaměstnanosti získaná metodou podělení OLS odhadů regresních koeficientů  $\beta_0$  a  $\beta_1$  je uvedena v rovnici č. 42.

$$u^* = -\frac{\beta_0}{\beta_1} = -\frac{3,71}{(-0,60)} = 6,31. \quad (42)$$

Směrodatná odchylka získaná pomocí metody Delta se vypočítala pomocí následující kovarianční matice:

$$\text{Var}(u^*) = \begin{bmatrix} 5,15 & -0,82 \\ -0,82 & 0,13 \end{bmatrix}. \quad (43)$$

a vyšla

$$SE(u^*) = \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{(-0,60)^2} \left( V_{11} - 2 \frac{3,71}{(-0,60)} V_{12} + \frac{(3,71)^2}{(-0,60)^2} V_{22} \right)} = 1,12. \quad (44)$$

95% interval spolehlivosti lze vypočítat z následujícího vzorce

$$((u^* - (1,96\hat{\sigma}); u^* + (1,96\hat{\sigma})). \quad (45)$$

Jeho hodnota potom činí (3,95;8,34). Tento interval s pravděpodobností 95 % obsahuje skutečnou hodnotu přirozené míry nezaměstnanosti pro Českou republiku. Přirozená míra nezaměstnanosti vypočítaná v této práci vyšla 6,31 %, je to taková míra nezaměstnanosti, při které je česká ekonomika na úrovni potenciálního produktu a trh práce se nachází ve stavu rovnováhy.

Nyní jsou rozebrány výsledky z Tab. 5., která zkoumá **vztah mezi nezaměstnaností a neočekávanou inflací**. Přirozená míra nezaměstnanosti získaná metodou podělení OLS odhadů regresních koeficientů je uvedena v rovnici č. 46.

$$u^* = -\frac{\beta_0}{\beta_1} = -\frac{4,26}{(-0,75)} = 5,68 \quad (46)$$

Směrodatná odchylka s využitím metody Delta se vypočítala pomocí následující matice:

$$\text{Var}(u^*) = \begin{bmatrix} 4,38 & -0,68 \\ -0,68 & 0,11 \end{bmatrix}. \quad (47)$$

a vyšla

$$SE(u^*) = \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{(-0,75)^2} \left( V_{11} - 2 \frac{4,26}{(-0,75)} V_{12} + \frac{(4,26)^2}{(-0,75)^2} V_{22} \right)} = 0,75. \quad (48)$$

95% interval spolehlivosti lze vypočítat z následujícího vzorce č. 49.

$$((u^* - (1,96\hat{\sigma}); u^* + (1,96\hat{\sigma})). \quad (49)$$

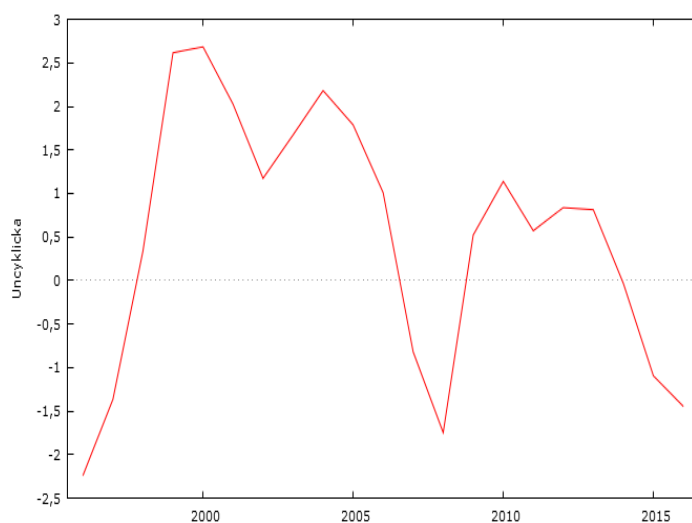
Jeho hodnota potom činí (4,24;7,16). Tento interval s pravděpodobností 95 % obsahuje skutečnou hodnotu přirozené míry nezaměstnanosti pro Českou republiku. U tohoto modelu vyšla přirozená míra nezaměstnanosti 5,68 %. Jedná se o hodnotu, při které jsou ceny a mzdy v České republice v rovnováze, takže nedochází k inflaci. Použitím dvou různých modelů, bylo dosaženo dvou výsledků, které se od sebe liší o 0,63 procentních bodů. Použitím metody průměru dostaneme hodnotu přirozené míry nezaměstnanosti v České republice ve výši 6 %.

#### 5.1.4 Cyklická nezaměstnanost a nabídkové šoky v České republice

V následující části je rozebrána cyklická nezaměstnanost a nabídkové šoky v České republice. Cyklická nezaměstnanost se dá vypočítat, když od pozorované nezaměstnanosti odečteme přirozenou míru nezaměstnanosti.

Výsledky komentované v této části jsou pro přirozenou míru nezaměstnanosti, která je uvedena v rovnici č. 42 a má tedy hodnotu 6,31 %. Je pracováno tedy s cyklickou nezaměstnaností z modelu, kde se zkoumá vztah nezaměstnanosti a první diference inflace. Cyklická nezaměstnanost a nabídkové šoky pro model, kde se zkoumá vztah nezaměstnanosti a neočekávané inflace byl také zkoumán, ale pro velmi podobné výsledky zde bude uveden pouze prvně zmíněný model.

Cyklickou nezaměstnanost za období 1996-2016 pro Českou republiku lze vidět na Obr. 9. Na Obr. 9 si můžeme také všimnout, že v obdobích 1998-2006 a 2009-2014 byla nezaměstnanost vyšší, než byla její přirozená míra. V letech 1996, 1997, 2007, 2008, 2015 a 2016 byla naopak přirozená míra nezaměstnanosti vyšší než pozorovaná míra nezaměstnanosti, v těchto letech byl tedy v České republice vyšší tlak na růst inflace.



Obr. 9 Cyklická nezaměstnanost v ČR

Jako poslední model pro Českou republiku byl zkoumán model cyklické nezaměstnanosti a neočekávané inflace, který je uvedený v Tab. 7. Předpokládalo se, že koeficient  $\beta_1$  bude nabývat záporných hodnot. Z tohoto modelu byla pro nevýznamnost vyřazena konstanta (koeficient  $\beta_0$ ).

Tab. 7 Model PK pro ČR vyjádřený cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací

Neočekávaná inflace = $-(\beta_1)$ cyklická nezaměstnanost					
Y=-0,82X					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $\beta_0$		0	0	0	0
Parametr $\beta_1$		-0,82	0,328	-2,492	0,022
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,269	0,269	2,335	91,743	92,788	91,970

Z Tab. 7 lze vyčíst, že koeficient  $\beta_0$  je záporný a statisticky významný, jelikož p-hodnota t-testu je nižší než stanovená hladina významnosti 5 %. Opět byl tedy prokázán inverzní vztah mezi nezaměstnaností a inflací. Dále je na místě poznamenat, že informační kritéria pro tento model v Tab. 7 jsou nejnižší ze všech čtyř modelů, které byly doposud testovány na datech pro Českou republiku (viz Tab. 1,



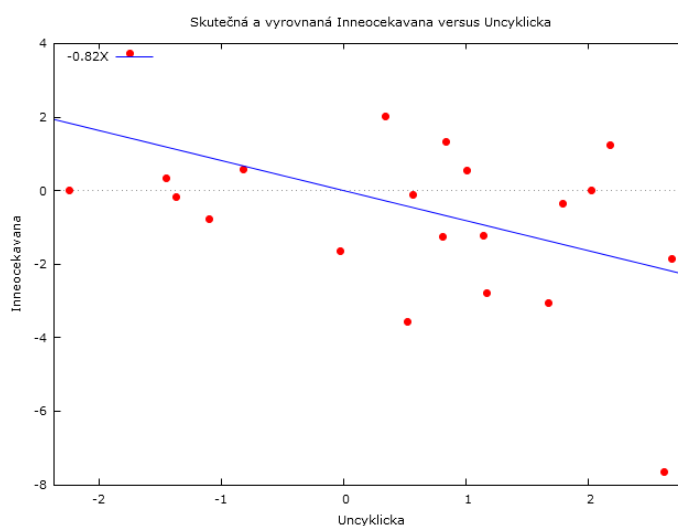
3, 5). To stejné platí i pro koeficient determinace a pro adjustovaný koeficient determinace s tím rozdílem, že koeficienty u tohoto modelu jsou ze všech čtyř modelů nejvyšší, což značí, že tento model je ze všech čtyř modelů nejlepší.

V Tab. 8 jsou vidět výsledky testů, které byly použity k ověření OLS odhadů regresních parametrů. Jinými slovy, je testováno, zda tyto OLS odhady mají ze statistického hlediska výhodné vlastnosti, jako jsou například nestrannost, maximální vydatnost, konzistence a normalita.

Tab. 8 Ověření klasických předpokladů modelu PK pro ČR vyjádřeného cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací

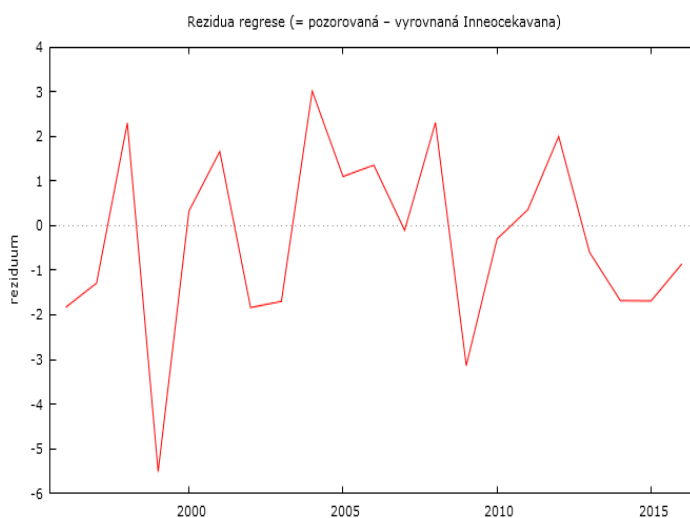
Test	P-hodnota	Závěr
Reset test	0,529	Správná specifikace
Whiteův test	0,099	Homoskedasticita
Breusch-Paganův test	0,119	Homoskedasticita
Test normality reziduí	0,438	Normální rozdělení
LM test	0,405	Není autokorelace

Z Tab. 8 lze vyčíst, že OLS odhady by měly mít ze statistického hlediska všechny výhodné vlastnosti, protože žádná p-hodnota se nedostala pod hranici významnosti 5 %. Na následujícím Obr. 10 lze vidět všechny pozorované hodnoty, které jsou proloženy příslušnou regresní přímkou. PK pro Českou republiku vyjádřenou cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací se tedy pro období 1996-2016 podařilo prokázat. To zejména z toho důvodu, že adjustovaný koeficient determinace nabývá kladných hodnot, předpokládané znaménko koeficientu  $\beta_1$  se rovnalo skutečnému a byly splněny všechny klasické předpoklady.



Obr. 10 PK v ČR vyjádřená cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací

Na posledním Obr. 11 jsou vidět nabídkové šoky pro Českou republiku, které byly získány jako rezidua z modelu, který je uvedený v Tab. 7. Jedná se tedy o model, který zkoumá vztah mezi cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací. Na Obr. 11 jsou vidět dva výrazné negativní nabídkové šoky a to v letech 1999 a 2009 a další menší v letech 1997, 2002, 2003, 2013 a 2014. Negativní nabídkové šoky znamenají, že v krátkém období dochází k poklesu výstupu ekonomiky a k růstu inflace. K pozitivním nabídkovým šokům došlo v letech 1998, 2001, 2004, 2006, 2005, 2011 a 2012, a znamenají, že v krátkém období dochází k růstu výstupu a poklesu inflace.



Obr. 11 Nabídkové šoky v České republice

## 5.2 Slovenská republika

Stejně jako u České republiky jsou i pro Slovensko sestaveny čtyři různé modely Phillipsovy křivky. První model je jednoduchý model Phillipsovy křivky, který zkoumá vztah mezi inverzní nezaměstnaností a inflací. Další dva modely se zabývají vztahem nezaměstnanosti a neočekávané inflace. Poslední model se zabývá vztahem cyklické nezaměstnanosti a neočekávané inflace. Tomuto modelu předchází výpočet přirozené míry nezaměstnanosti, který je nutný pro výpočet cyklické nezaměstnanosti.

Pro zkoumání vztahu mezi nezaměstnaností a inflací na Slovensku je sledováno období 2005-2016, což je tedy 12 pozorování. Bližší odůvodnění tohoto rozhodnutí je uvedeno v následujícím odstavci.

Jak již bylo zmíněno u České republiky, v únoru roku 1993 došlo k měnové odluce mezi Českou a Slovenskou republikou. Od roku 1993 do roku 1999 se pak Národní banka Slovenska snažila řídit měnový vývoj prostřednictvím peněžní zásoby. Výkon měnové politiky byl založený na regulování agregátu M2 prostřednictvím měnové báze (NBS, 2017a). Výsledek tohoto řízení měl však za následek extrémní kolísání úrokových sazeb v tomto období.

Mezi roky 2000 a 2004 přešla tedy Národní banka Slovenska na implicitní inflační cílování. Na konci tohoto období, v roce 2004, Slovensko vstupuje do Evropské unie (NBS, 2017b). Mezi roky 2005 a 2008 se Slovensko snažilo plnit inflační cíle v rámci ERM II, čím se připravovalo na přijetí Eura. Slovenská republika vstoupila do ERM 2 v roce 2006, do Eurozóny Slovensko vstoupilo k 1. 1. 2009 (NBS, 2017c).

### 5.2.1 Jednoduchý model Phillipsovy křivky pro Slovensko

Prvním modelem, který byl sestaven pro období 2005-2016 pro Slovenskou republiku, je jednoduchý model Phillipsovy křivky. Tento model je sestaven z inverzní nezaměstnanosti a inflace. Stejně jako u České republiky byl inverzní model nezaměstnanosti zvolen proto, že hodnoty informačních kritérií a koeficientů determinace nabývaly u inverzního modelu výrazně lepších hodnot, než u modelu lineární nezaměstnanosti.

Stejně jako u České republiky se pro inverzní nezaměstnanost očekává kladné znaménko koeficientu  $\beta_1$  (nezaměstnanosti). Výsledky modelu, kde je vysvětlující proměnou inverzní nezaměstnanost a vysvětlovaná proměnná inflace, lze vidět v Tab. 9.

Tab. 9 Model PK pro Slovensko vyjádřený inverzní nezaměstnaností a inflací

Inflace = $(\beta_0)$ konstanta + $(\beta_1)$ inverzní nezaměstnanost					
Y = 3,40 - 18,09X					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $\beta_0$		3,40	3,486	0,975	0,353
Parametr $\beta_1$		-18,09	43,345	-0,417	0,685
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,017	-0,081	1,364	50,086	51,056	49,727

V Tab. 9 si lze všimnout, že sice se předpokládalo kladné znaménko koeficientu  $\beta_1$ , ale vyšlo znaménko záporné. Dále je na místě poznamenat, že koeficient determinace má v tomto modelu kladnou hodnotu, nicméně adjustovaný koeficient determinace má zápornou hodnotu, což může být zapříčiněno nedostatečným množstvím pozorování či špatnou kvalitou fitu. Vysvětlující proměnná inverzní nezaměstnanost tedy nedokázala vysvětlit variabilitu vysvětlované proměnné in-

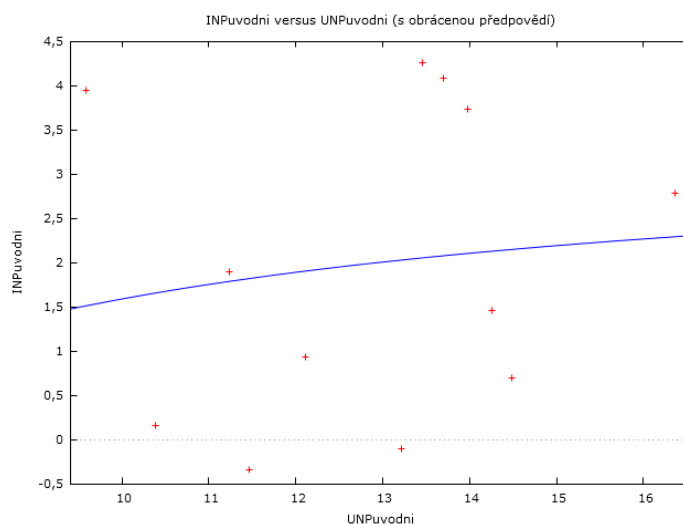
flace. OLS odhady parametrů  $\beta_0$  a  $\beta_1$  i celý  $F$ -test jsou statisticky nevýznamné, jelikož jejich  $p$ -hodnota je nad hladinou významnosti 5 %.

V Tab. 10 jsou vidět výsledky testů, které byly použity k ověření OLS odhadů regresních parametrů. Jinými slovy, je testováno, zda tyto odhady mají ze statistického hlediska výhodné vlastnosti jako nestrannost, maximální vydatnost, konzistenci a normalitu. Z Tab. 10 lze vyčíst, že  $p$ -hodnoty všech testů jsou nad hranicí významnosti, která je 5 %, což značí, že všechny odhady by měly ze statistického hlediska mít výhodné vlastnosti.

Tab. 10 Ověření klasických předpokladů PK pro SR vyjádřeného inverzní nezaměstnaností a inflací

Test	<i>P</i> -hodnota	Závěr
Reset test	0,217	Správná specifikace
Whiteův test	0,455	Homoskedasticita
Breusch-Paganův test	0,523	Homoskedasticita
Test normality reziduí	0,219	Normální rozdělení
LM test	0,380	Není autokorelace

Celý tento jednoduchý model lze vidět na Obr. 12, na kterém si také lze všimnout toho, že jednotlivá pozorování jsou poměrně vzdálena od regresní přímky. Na základě všech těchto skutečností lze konstatovat, že Phillipsovu křivku pro jednoduchý model pro Slovenskou republiku se na datech od roku 2005-2016 nepodařilo prokázat. To zejména z toho důvodu, že adjustovaný koeficient determinace nabývá záporných hodnot a že předpokládané znaménko koeficientu  $\beta_1$  se nerovnálo skutečnému.



Obr. 12 PK po SR vyjádřená nezaměstnaností a inflací

### 5.2.2 Phillipsova křivka a inflační očekávání na Slovensku

V této části stejně jako u České republiky jsou popsány modely, které pracují s inflačním očekáváním. První model v této části pracuje s inflačním očekáváním jako s první diferencí inflace, druhý model získává inflační očekávání pomocí Modelem geometrických zpoždění.

Jako první jsou uvedeny výsledky modelu, který slouží k ověření vztahu mezi nezaměstnaností a **první diferencí inflace**. Tento model je opět sestaven pro období 2005-2016. Výsledky tohoto modelu jsou vidět v Tab. 11. Pro tento model se očekávalo záporné znaménko koeficientu  $\beta_1$  (nezaměstnanosti).

Tab. 11 Model PK pro Slovensko vyjádřený nezaměstnaností a první diferencí inflace

První diference inflace = $(\beta_0)$ konstanta - $(\beta_1)$ nezaměstnanost					
Y = 1,20 - 0,11X					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $\beta_0$		1,20	5,024	0,238	0,817
Parametr $\beta_1$		-0,11	0,398	-0,288	0,780
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,009	-0,101	2,484	49,324	50,120	48,822

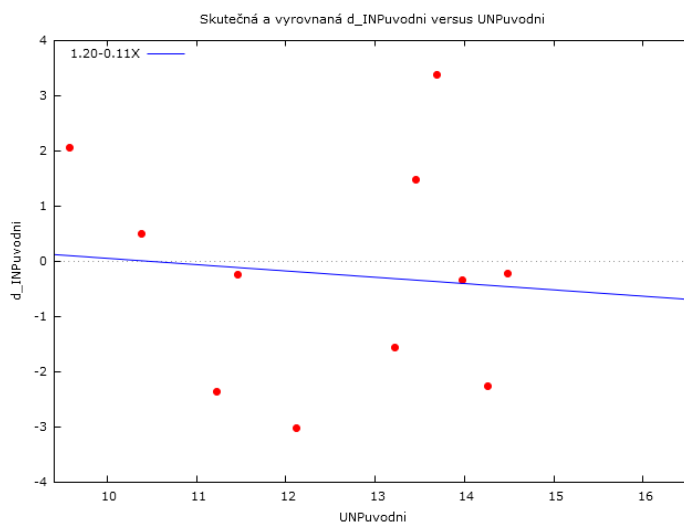
V Tab. 11 z rovnice modelu vyplývá negativní vztah mezi inflací a nezaměstnaností, jelikož koeficient  $\beta_1$  je záporný. OLS odhady parametru  $\beta_0$  a  $\beta_1$  i celý *F*-test jsou statisticky nevýznamné, jelikož jejich *p*-hodnota je nad hladinou významnosti 5 %. Dále lze z Tab. 11 vyčíst, že koeficient determinace je sice kladný, ale adjustovaný koeficient determinace je již záporný, což značí velmi nízkou kvalitu fitu. Vysvětlující proměnné nezaměstnanosti se tedy nepodařilo vysvětlit žádnou variabilitu vysvětlované proměnné první diference inflace.

Testování OLS odhadů regresních koeficientů lze vidět v Tab. 12. Jak si lze všimnout *p*-hodnota je u všech testů vyšší než zvolená hladina významnosti 5 %, což značí, že OLS odhady by měly mít všechny statisticky výhodné vlastnosti.

Tab. 12 Ověření klasických předpokladů modelu PK pro SR vyjádřeného nezaměstnaností a první diferencí inflace

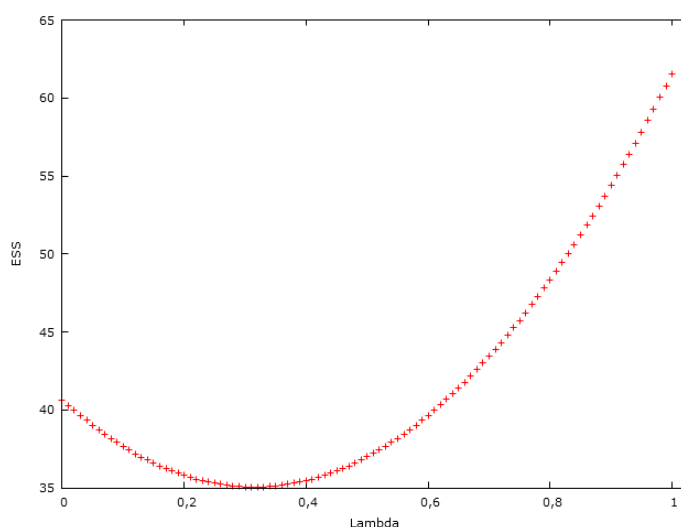
Test	P-hodnota	Závěr
Reset test	0,246	Správná specifikace
Whiteův test	0,757	Homoskedasticita
Breusch-Paganův test	0,864	Homoskedasticita
Test normality reziduí	0,811	Normální rozdělení
LM test	0,387	Není autokorelace

Celý model je možné vidět na Obr. 13, kde si lze i všimnout, že jednotlivá pozorování jsou poměrně vzdálena od regresní přímky. PK pro Slovensko vyjádřenou nezaměstnaností a první diferencí inflace se tedy pro období 2005-2016 nepodařilo prokázat. To zejména z toho důvodu, že adjustovaný koeficient determinace nabývá záporných hodnot.



Obr. 13 PK pro SR vyjádřená nezaměstnaností a první diferencí inflace

Další model, který je zde uveden, pracuje s inflačním očekáváním, jež je získáno pomocí **Modelu geometrických zpoždění**. Pro tento model je opět velmi důležitý parametr  $\lambda$ , jeho pravou hodnotu získáme, pokud najdeme takový parametr  $\lambda$ , kde součet residuálních regresních čtverců (*ESS*) je minimální. Parametr lambda vyšel pro Slovenskou republiku  $\lambda = 0,35$ . Průběh *ESS* jako funkci lambdy je možné vidět na Obr. 14.



Obr. 14 Průběh ESS jako funkce lambdy pro Slovenskou republiku

Celý model nezaměstnanosti a neočekávané inflace lze vidět v Tab. 13. Očekávalo se, že koeficient  $\beta_1$  (nezaměstnanost) bude mít zápornou hodnotu.

Tab. 13 Model PK pro Slovensko vyjádřený nezaměstnanosti a neočekávanou inflací

Neočekávaná inflace = $(\beta_0)$ konstanta - $(\beta_1)$ nezaměstnanost					
Y = 3,88 - 0,37X					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $\beta_0$		3,88	4,046	0,959	0,360
Parametr $\beta_1$		-0,37	0,312	-1,204	0,257
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,127	0,039	1,774	52,521	53,491	52,163

V Tab. 13 si můžeme všimnout, že koeficient determinace i adjustovaný koeficient determinace nabývají kladných hodnot. To znamená, že vysvětlující proměnná nezaměstnanost je schopná vysvětlit 3,9 % variability vysvětlované veličiny neočekávané inflace. Odhad parametrů  $\beta_0$  a  $\beta_1$  i celý F-test jsou statisticky nevýznamné, jelikož jejich  $p$ -hodnoty jsou vyšší než hladina významnosti 5 %.

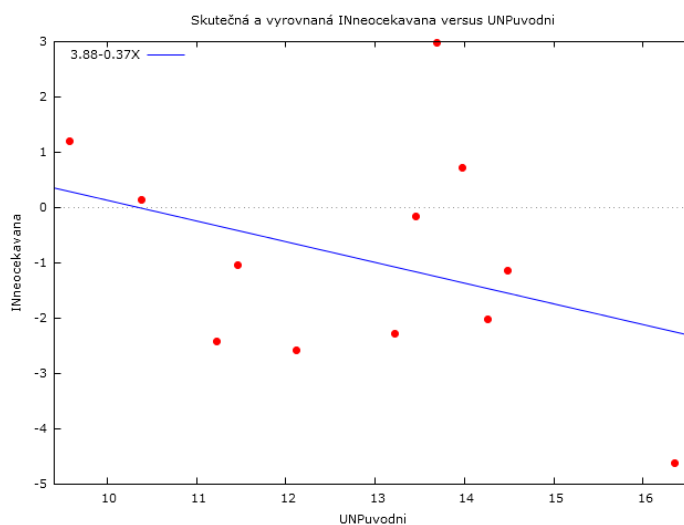
Testování OLS odhadů regresních koeficientů lze vidět v Tab. 14. Jak si lze všimnout, všechny  $p$ -hodnoty testů jsou vyšší, než je stanovená hladina význam-

nosti 5 %. Lze tedy předpokládat, že OLS odhady by měly mít všechny statisticky výhodné vlastnosti.

Tab. 14 Ověření klasických předpokladů modelu PK pro Slovensko vyjádřeného nezaměstnaností a neočekávanou inflací

Test	P-hodnota	Závěr
Reset test	0,088	Správná specifikace
Whiteův test	0,615	Homoskedasticita
Breusch-Paganův test	0,351	Homoskedasticita
Test normality reziduí	0,343	Normální rozdělení
LM test	0,896	Není autokorelace

Pozorované hodnoty a regresní přímku pro tento model je možné vidět na Obr. 15. Lze si všimnout, že pozorované hodnoty jsou blíže regresní přímce, než tomu bylo u dvou předcházejících modelů, které jsou na Obr. 13 a č. 14. PK pro Slovensko vyjádřenou nezaměstnaností a neočekávanou inflací se tedy pro období 2005-2016 podařilo prokázat. Zejména z toho důvodu, že adjustovaný koeficient determinace nabývá kladných hodnot, předpokládané znaménko koeficientu  $\beta_1$  se rovnalo skutečnému a byly splněny všechny klasické předpoklady.



Obr. 15 PK pro SR vyjádřená nezaměstnaností a neočekávanou inflací

### 5.2.3 Přirozená míra nezaměstnanosti na Slovensku

V této části, stejně jak tomu bylo u České republiky, je popsán výpočet přirozené míry nezaměstnanosti. Ve Friedmanově pojetí se jedná o výpočet dlouhodobé Phillipsovy křivky, která má tvar vertikály a počátek právě v hodnotě, jež odpovídá přirozené míře nezaměstnanosti.

Výpočet přirozené míry nezaměstnanosti byl aplikován pouze na model z Tab. 13, kde se zkoumá **vztah mezi nezaměstnaností a neočekávanou inflací**.



Model, kde je vysvětlovanou proměnnou první diference inflace nebyl uvažován, jelikož se na něm negativní vztah mezi nezaměstnaností a inflací nepodařilo prokázat. Přirozená míra nezaměstnanosti, získaná metodou podělení OLS odhadů regresních koeficientů, je uvedena v rovnici č. 50.

$$u^* = -\frac{\beta_0}{\beta_1} = -\frac{3,88}{(-0,37)} = 10,49 \quad (50)$$

Směrodatná odchylka získaná pomocí metody Delta se vypočítala pomocí následující matice:

$$\text{Var}(u^*) = \begin{bmatrix} 8,17 & -0,70 \\ -0,70 & 0,06 \end{bmatrix}. \quad (51)$$

a vyšla

$$SE(u^*) = \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{(-0,37)^2} \left( V_{11} - 2 \frac{3,88}{(-0,37)} V_{12} + \frac{(3,88)^2}{(-0,37)^2} V_{22} \right)} = 2,59. \quad (52)$$

95% interval spolehlivosti lze vypočítat z následujícího vzorce:

$$((u^* - (1,96\hat{\sigma}); u^* + (1,96\hat{\sigma})). \quad (53)$$

Jeho hodnota potom činí (5,27;15,42). Tento interval s pravděpodobností 95 % obsahuje skutečnou hodnotu přirozené míry nezaměstnanosti pro Slovenskou republiku. Přirozená míra nezaměstnanosti vyšla 10,49 % se směrodatnou odchylkou 2,59. Hodnota přirozené míry nezaměstnanosti 10,49 % je taková hodnota, při které jsou ceny a mzdy na Slovensku v rovnováze, takže nedochází k inflaci.

#### 5.2.4 Cyklická nezaměstnanost a nabídkové šoky na Slovensku

V této kapitole je rozebírána cyklická nezaměstnanost na Slovensku. Její průběh je vidět na Obr. 16. Z Obr. 16 lze vyčíst, že v letech 2008 a 2016 byla pozorovaná nezaměstnanost pod svou přirozenou mírou, z tohoto důvodu byl v letech 2008 a 2016 na Slovensku vyšší tlak na růst inflace.



Obr. 16 Cyklická nezaměstnanost na Slovensku

Výsledky komentované v této části jsou vypočítány z přirozené míry nezaměstnanosti, která je uvedena v rovnici č. 50. V Tab. 15 je uveden poslední model, který byl sestaven pro Slovenskou republiku. Je to model cyklické nezaměstnanosti a neočekávané inflace. Předpokládalo se, že koeficient  $\beta_1$  bude záporný. Z tohoto modelu je pro nevýznamnost vyřazena konstanta ( $\beta_0$ ).

Z Tab. 15 lze vyčíst, že koeficient  $\beta_1$  je záporný a je na hladině významnosti 5 % nevýznamný, ale na hladině významnosti 10 % již významný.

Tab. 15 Model PK pro Slovensko vyjádřený cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací

Neočekávaná inflace = - ( $\beta_1$ )cyklická nezaměstnanost					
Y = -0,39X					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $\beta_0$		0	0	0	0
Parametr $\beta_1$		-0,39	0,182	-2,122	0,057
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,290	0,126	1,766	50,524	51,009	50,344

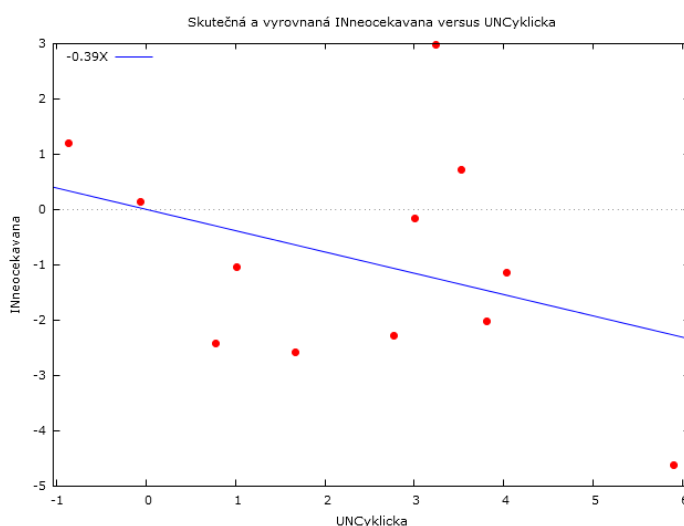
Dále je na místě poznamenat, že hodnota adjustovaného koeficientu determinace je pro tento model v Tab. 15 nejvyšší ze všech čtyř modelů, které byly dolo-

sud testovány na datech pro Slovenskou republiku, což značí, že tento model je ze všech předchozích modelů ten nejlepší. V Tab. 16 jsou vidět výsledky testů, které byly použity k ověření OLS odhadů regresních parametrů. Je testováno, zda tyto OLS odhady mají ze statistického hlediska výhodné vlastnosti, jako jsou například nestrannost, maximální vydatnost, konzistence a normalita. Z Tab. 16 lze vyčíst, že OLS odhady by měly mít ze statistického hlediska všechny výhodné vlastnosti, protože žádná p-hodnota se nedoslala pod hranici významnosti 5 %.

Tab. 16 Ověření klasických předpokladů modelu PK pro Slovensko vyjádřeného cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací

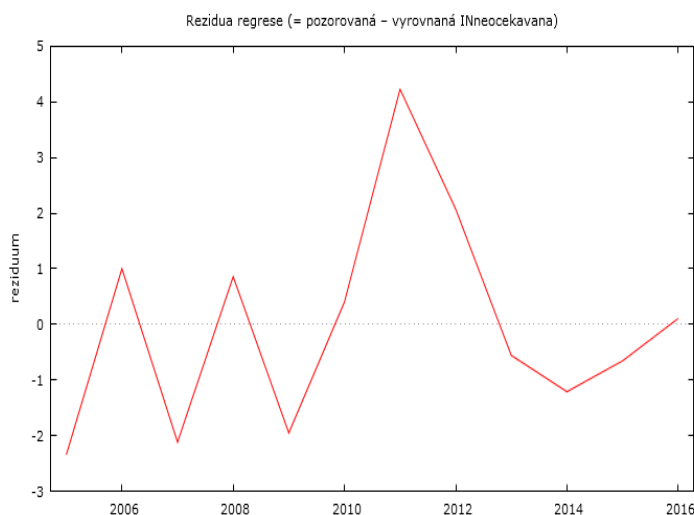
Test	P-hodnota	Závěr
Reset test	0,117	Správná specifikace
Whiteův test	0,615	Homoskedasticita
Breusch-Paganův test	0,359	Homoskedasticita
Test normality reziduí	0,336	Normální rozdělení
LM test	0,879	Není autokorelace

Na následujícím Obr. 17 lze vidět všechny pozorované hodnoty, které jsou proloženy příslušnou regresní přímkou. Lze si všimnout, že všechna pozorování jsou relativně rovnoměrně rozmístěná kolem regresní přímky. Na základě výše zmíněných skutečností, lze konstatovat, že se podařilo prokázat krátkodobou PK na datech cyklické nezaměstnanosti a neočekávané inflace pro Slovenskou republiku v období 2004-2016. Je tomu tak proto, že adjustovaný koeficient determinace nabývá kladných hodnot, předpokládané znaménko koeficientu  $\beta_1$  se rovnalo skutečnému a byly splněny všechny klasické předpoklady.



Obr. 17 PK na Slovensku vyjádřená cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací

Na posledním Obr. 18 jsou vidět nabídkové šoky pro Slovensko, které byly získány jako rezidua z modelu, který zkoumá vztah mezi cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací. Z Obr. 18 si můžeme všimnout dominantního pozitivního nabídkového šoku v roce 2011 a dalších v letech 2006 a 2008. Tyto pozitivní nabídkové šoky vedou v krátkém období k poklesu cenové hladiny a zvýšení výstupu ekonomiky. Negativní nabídkové šoky jsou vidět v letech 2007, 2009 a 2014. Tyto negativní nabídkové šoky naopak znamenají, že v krátkém období dochází k poklesu výstupu ekonomiky a k růstu inflace.



Obr. 18 Nabídkové šoky pro Slovenskou republiku

### 5.3 Polsko

Stejně jako u dvou předchozích zemí jsou i pro Polsko sestaveny čtyři různé modely Phillipsovy křivky. První model je jednoduchý model Phillipsovy křivky, který zkoumá vztah mezi inverzní nezaměstnaností a inflací. Další dva modely se zabývají vztahem nezaměstnanosti a neočekávané inflace. Poslední model se zabývá vztahem cyklické nezaměstnanosti a neočekávané inflace. Tomuto modelu předchází výpočet přirozené míry nezaměstnanosti, který je nutný pro výpočet cyklické nezaměstnanosti. Pro zkoumání vztahu mezi nezaměstnaností a inflací v Polsku je sledováno období 2004-2016. Tento interval v sobě zahrnuje 13 pozorování. Bližší odůvodnění tohoto rozhodnutí je uvedeno v následujícím odstavci.

Důležitá událost se v Polsku stala 1. 1. 1995. Došlo k denominaci polské měny. Od roku 1998 používá Polsko přímé cílování inflace k řízení měnové politiky. V dubnu roku 2000 přešlo Polsko k volnému režimu měnových kurzů. Polsko se bohužel nevyhnulo nabídkovým šokům, které způsobily výrazné pohyby cen ropy a potravin, což mělo za následek tlak na zvýšení inflace během roku 2000. Po roce 2000 inflace v Polsku kontinuálně klesá až do roku 2003. V neposlední řadě je potřeba zmínit, že v polovině roku 2004 vstupuje Polsko do Evropské unie (NBP, 2005).

### 5.3.1 Jednoduchý model Phillipsovy křivky pro Polsko

Prvním modelem, který byl sestaven pro období 2004-2016 pro Polsko, je jednoduchý model Phillipsovy křivky. Tento model je sestaven z inverzní nezaměstnanosti a inflace. Stejně jako u České a Slovenské republiky, byl inverzní model nezaměstnanosti zvolen proto, že hodnoty informačních kritérií a koeficientů determinace u inverzního modelu nabývaly výrazně lepších hodnot, než kdyby byl zvolen lineární model nezaměstnanosti.

Stejně jako u Česka a Slovenska se pro inverzní nezaměstnanost očekává kladné znaménko koeficientu  $\beta_1$ . Výsledky modelu jsou vidět v Tab. 17.

Tab. 17 Model PK pro Polsko vyjádřený inverzní nezaměstnaností a inflací

Inflace = $(\beta_0)$ konstanta + $(\beta_1)$ inverzní nezaměstnanost					
$Y = 3,45 - 13,27(1/X)$					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $\beta_0$		3,45	1,617	2,135	0,056
Parametr $\beta_1$		-13,27	18,904	-0,702	0,497
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,048	-0,039	0,726	54,080	55,210	53,848

V Tab. 17 si lze všimnout, že sice bylo předpokládáno kladné znaménko koeficientu  $\beta_1$ , ale v tomto modelu vyšlo znaménko záporné. Dále je na místě poznamenat, že koeficient determinace má v tomto modelu kladnou hodnotu, nicméně adjustovaný koeficient determinace má zápornou hodnotu, což může být zapříčiněno nedostatečným množstvím pozorování či špatnou kvalitou fitu. Znamená to, že vysvětlující proměnná inverzní nezaměstnanost není schopná vysvětlit variabilitu vysvětlované proměnné inflace. OLS odhady parametrů  $\beta_0$  a  $\beta_1$  i celý  $F$ -test jsou statisticky nevýznamné, jelikož jejich  $p$ -hodnota je nad hladinou významnosti 5 %. Důležitá je také D-W statistika, která se blíží k 0 a značí tedy pozitivní korelaci chybového členu.

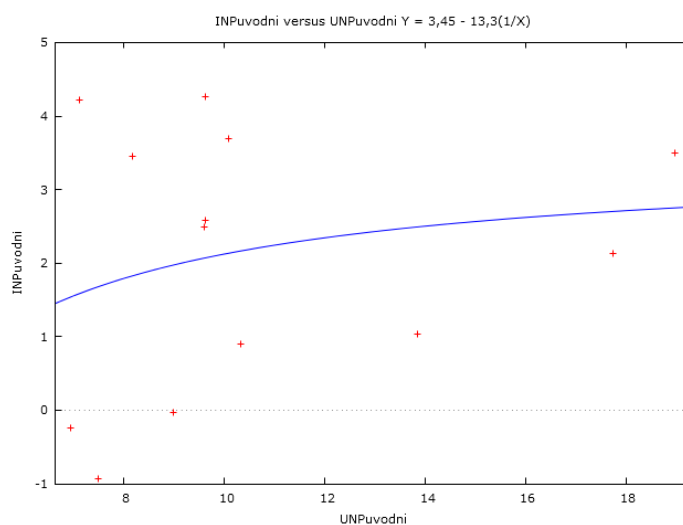
V Tab. 18 jsou vidět výsledky testů, které byly použity k ověření OLS odhadů regresních parametrů. Z Tab. 18 lze vyčíst, že  $p$ -hodnota u testu LM a Whiteova testu se dostala pod hranici 5 %, což je zvolená hranice významnosti. Tento výsledek značí, že v modelu je autokorelace a heteroskedasticita chybového členu, která způsobuje podhodnocení rozptylu a směrodatných chyb. K odstranění těchto ne-

dostatků byly použity robustní odhady parametrů.  $P$ -hodnoty a směrodatné chyby v Tab. 17 jsou hodnoty, které vyšly po aplikaci těchto robustních odhadů.

Tab. 18 Ověření klasických předpokladů PK pro Polsko vyjádřeného inverzní nezaměstnaností a inflací

Test	$P$ -hodnota	Závěr
Reset test	0,782	Správná specifikace
Whiteův test	0,041	<b>Heteroskedasticita</b>
Breusch-Paganův test	0,159	Homoskedasticita
Test normality reziduí	0,505	Normální rozdělení
LM test	0,026	<b>Autokorelace</b>

Celý model je možné vidět na Obr. 19. Na ose X je nezaměstnanost a na ose Y je znázorněna inflace, celý model je proložen inverzní regresní přímkou. Lze si všimnout, že pozorované hodnoty jsou poměrně hodně vzdáleny od regresní rovnice. Krátkodobá PK pro Polsko vyjádřená inverzní nezaměstnaností a inflací se tedy pro období 2004-2016 nepodařilo prokázat a to zejména z následujících důvodů: adjustovaný koeficient determinace nabývá záporných hodnot, předpokládané znaménko koeficientu  $\beta_1$  se nerovnálo skutečnému.



Obr. 19 PK po Polsko vyjádřená nezaměstnaností a inflací

### 5.3.2 Phillipsova křivka a inflační očekávání v Polsku

V této části, stejně jako u České a Slovenské republiky, jsou popsány modely, které pracují s inflačním očekáváním. První model v této části bere jako vysvětlovanou proměnnou první diferenci inflace, druhý model pracuje s inflačním očekáváním, které je získáno pomocí Modelu geometrických zpoždění.

Jako první je uveden model, který slouží k ověření vztahu mezi nezaměstnaností a **první diferencí inflace**. Tento model je opět sestaven pro období 2004-

2016. Výsledky tohoto modelu jsou vidět v Tab. 19. Pro tento model se očekávalo záporné znaménko koeficientu  $\beta_1$ , tedy nezaměstnanosti.

Tab. 19 Model PK pro PO vyjádřený nezaměstnaností a první diferencí inflace

První diference inflace = $(\beta_0)$ konstanta - $(\beta_1)$ nezaměstnanost					
Y = 1,53 - 0,19X					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $\beta_0$		1,53	1,368	1,125	0,287
Parametr $\beta_1$		-0,19	0,132	-1,409	0,189
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,166	0,082	1,653	42,880	43,850	42,520

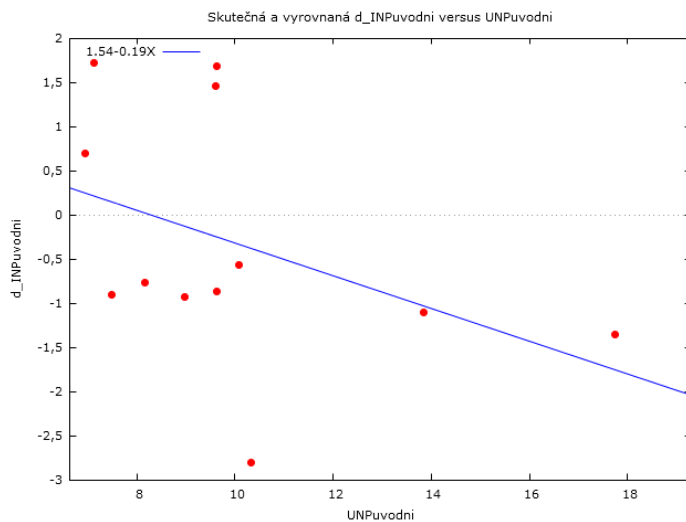
Z rovnice modelu v Tab. 19 vyplývá negativní vztah mezi inflací a nezaměstnaností, jelikož koeficient  $\beta_1$  je záporný, přesně tak, jak se na začátku předpokládalo. Dále je na místě poznamenat, že koeficient determinace i adjustovaný koeficient determinace má v tomto modelu kladnou hodnotu. OLS odhady parametrů  $\beta_0$  a  $\beta_1$  i celý  $F$ -test jsou statisticky nevýznamné, jelikož jejich  $p$ -hodnota je nad hladinou významnosti 5 %. V Tab. 20 jsou vidět výsledky testů, které byly použity k ověření OLS odhadů regresních parametrů.

Tab. 20 Ověření klasických předpokladů modelu PK pro Polsko vyjádřeného nezaměstnaností a první diferencí inflace

Test	P-hodnota	Závěr
Reset test	0,840	Správná specifikace
Whiteův test	0,454	Homoskedasticita
Breusch-Paganův test	0,621	Homoskedasticita
Test normality reziduí	0,357	Normální rozdělení
LM test	0,609	Není autokorelace

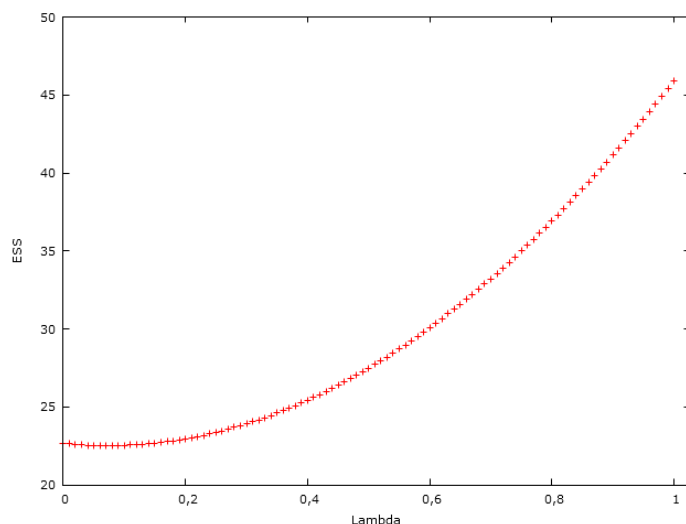
Z Tab. 20 lze vyčíst, že OLS odhady by měly mít ze statistického hlediska všechny výhodné vlastnosti, protože žádná  $p$ -hodnota se nedoslala pod hranici významnosti 5 %. Na následujícím Obr. 20 lze vidět všechny pozorované hodnoty, které jsou proloženy příslušnou regresní přímkou. Krátkodobou PK pro Polsko vyjádřenou nezaměstnaností a první diferencí inflace se tedy pro období 2004-2016 podařilo prokázat. To zejména z toho důvodu, že adjustovaný koeficient de-

terminace nabývá kladných hodnot, předpokládané znaménko koeficientu  $\beta_1$  se rovnalo skutečnému a byly splněny všechny klasické předpoklady.



Obr. 20 PK v Polsku vyjádřená nezaměstnaností a první diferencí inflace

Další model, který zde je uveden, pracuje s inflačním očekáváním, které je získáno pomocí **Modelu geometrických zpoždění**. Pro tento model je opět velmi důležitý parametr  $\lambda$ . Jeho pravou hodnotu získáme, pokud najdeme takový parametr  $\lambda$ , kde součet residuálních regresních čtverců (*ESS*) je minimální. Parametr lambda vyšel pro Polsko  $\lambda = 0,37$ . Průběh *ESS* jako funkci lambdy lze vidět na Obr. 21.



Obr. 21 Průběh ESS jako funkce lambdy pro Polsko



Po výpočtu očekávané inflace je již jednoduché vypočítat inflaci neočekávanou. Vypočítá se jako rozdíl mezi pozorovanou inflací a očekávanou inflací. Celý model nezaměstnanosti a neočekávané inflace lze vidět v Tab. 21. Očekávalo se, že koeficient  $\beta_1$  bude mít zápornou hodnotu.

Tab. 21 Model PK pro Polsko vyjádřený nezaměstnanosti a neočekávanou inflací

Neočekávaná inflace = $(\beta_0)$ konstanta - $(\beta_1)$ nezaměstnanost					
Y = -0,43 + 0,01X					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $\beta_0$		-0,43	1,302	-0,329	0,748
Parametr $\beta_1$		0,01	0,115	0,113	0,912
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,001	-0,090	1,369	49,970	51,100	49,738

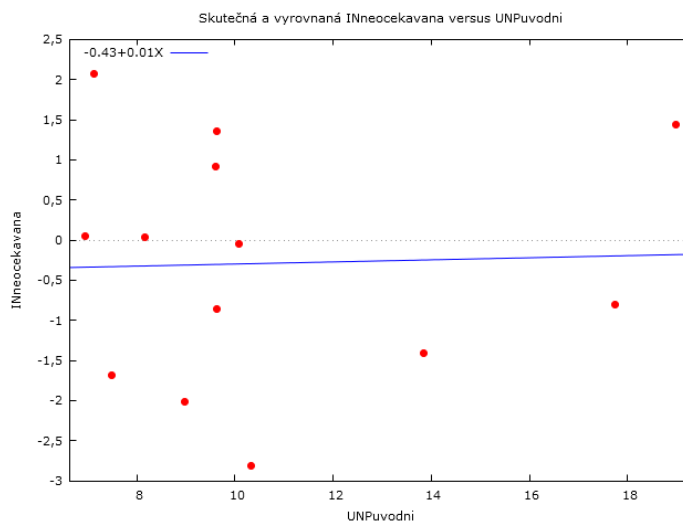
V Tab. 21 si lze všimnout, že sice bylo předpokládáno záporné znaménko koeficientu  $\beta_1$ , ale v tomto modelu vyšlo znaménko kladné. Dále je na místě poznamenat, že koeficient determinace má v tomto modelu kladnou hodnotu, nicméně adjustovaný koeficient determinace má zápornou hodnotu, což může být zapříčiněno nedostatečným množstvím pozorování či špatnou kvalitou fitu. Proměnné nezaměstnanost se tedy nepodařilo vysvětlit žádnou variabilitu proměnné neočekávané inflace. OLS odhady parametrů  $\beta_0$  a  $\beta_1$  i celý  $F$ -test jsou statisticky nevýznamné, jelikož jejich  $p$ -hodnota je nad hranicí významnosti 5 %.

Z Tab. 22 lze vyčíst, že OLS odhady by měly mít ze statistického hlediska všechny výhodné vlastnosti, protože žádná  $p$ -hodnota se nedoslala pod hranici významnosti 5 %.

Tab. 22 Ověření klasických předpokladů modelu PK pro SR vyjádřeného nezaměstnaností a neočekávanou inflací

Test	P-hodnota	Závěr
Reset test	0,336	Správná specifikace
Whiteův test	0,923	Homoskedasticita
Breusch-Paganův test	0,786	Homoskedasticita
Test normality reziduí	0,958	Normální rozdělení
LM test	0,397	Není autokorelace

Na následujícím Obr. 22 lze vidět všechny pozorované hodnoty, které jsou proloženy příslušnou regresní přímkou. Na první pohled je zřejmé, že všechny hodnoty jsou zakresleny převážně na začátku regresní rovnice a poměrně vzdáleny. Krátkodobou PK pro Polsko vyjádřenou nezaměstnaností a neočekávanou inflací se tedy pro období 2004-2016 nepodařilo prokázat. To zejména z toho důvodu, že adjustovaný koeficient determinace nabývá záporných hodnot, předpokládané znaménko koeficientu  $\beta_1$  se nerovnálo skutečnému.



Obr. 22 PK pro Polsko vyjádřená nezaměstnaností a neočekávanou inflací

### 5.3.3 Přirozená míra nezaměstnanosti v Polsku

V této části, stejně jak tomu bylo u České a Slovenské republiky, je popsán výpočet přirozené míry nezaměstnanosti. Ve Friedmanově pojetí, jak už bylo v této práci několikrát zmíněno, se jedná o výpočet dlouhodobé Phillipsovy křivky, která má tvar vertikály a počátek právě v hodnotě, která odpovídá přirozené míře nezaměstnanosti.

Výpočet přirozené míry nezaměstnanosti byl aplikován pouze na model z Tab. 19, kde se **zkoumá vztah mezi nezaměstnaností a první diferencí inflace**. Pro model, kde se zkoumá vztah mezi nezaměstnaností a neočekávanou inflací, přirozená míra nezaměstnanosti nebyla počítána a to z toho důvodu, že na modelu v Tab. 21 se nepodařilo prokázat vztah mezi nezaměstnaností a inflací.

Výsledky jsou získány metodou podělení OLS odhadů regresních koeficientů  $\beta_0$  a  $\beta_1$ . Přirozená míra nezaměstnanosti získaná touto metodou je uvedena v rovnici č. 54.

$$u^* = -\frac{\beta_0}{\beta_1} = -\frac{1,53}{(-0,19)} = 8,05 \quad (54)$$

Směrodatná odchylka vypočítaná metodou Delta se získala pomocí následující matice:

$$\text{Var}(u^*) = \begin{bmatrix} 0,67 & -0,04 \\ -0,04 & 0,003 \end{bmatrix}. \quad (55)$$

a vyšla

$$SE(u^*) = \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{(-0,19)^2} \left( V_{11} - 2 \frac{1,53}{(-0,19)} V_{12} + \frac{(1,53)^2}{(-0,19)^2} V_{22} \right)} = 2,40. \quad (56)$$

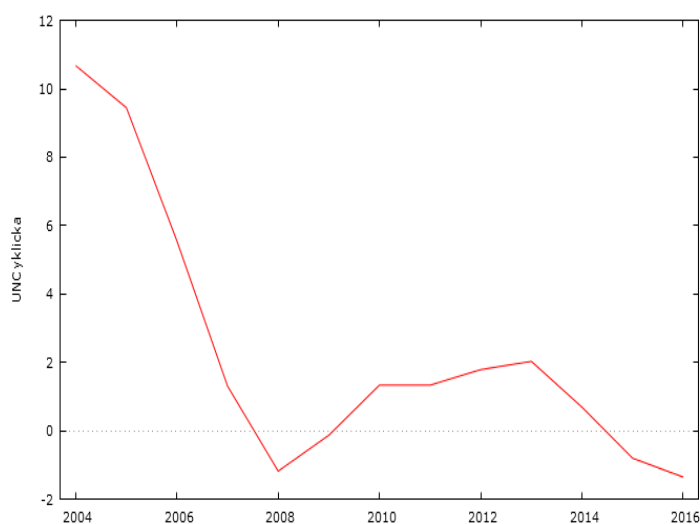
95% interval spolehlivosti lze vypočítat z následujícího vzorce č. 57:

$$((u^* - (1,96\hat{\sigma}); u^* + (1,96\hat{\sigma})). \quad (57)$$

Jeho hodnota potom činí (3,59;12,99). Tento interval s pravděpodobností 95 % obsahuje skutečnou hodnotu přirozené míry nezaměstnanosti pro Polsko. V této práci vyšla přirozená míra nezaměstnanosti v Polsku 8,05 %. Je to hodnota, při které jsou ceny a mzdy v Polsku v rovnováze, takže nedochází k inflaci.

#### 5.3.4 Cyklická nezaměstnanost a nabídkové šoky v Polsku

V této kapitole je rozebírána cyklická nezaměstnanost v Polsku. Její průběh je vidět na Obr. 23, kde si můžeme všimnout, že v letech 2008, 2009, 2015 a 2016 byla pozorovaná míra nezaměstnanosti pod svojí přirozenou mírou. V těchto letech byla polská ekonomika vystavena většímu tlaku na růst inflace.



Obr. 23 Cyklická nezaměstnanost v Polsku

V Tab. 23 je uveden poslední model, který byl sestaven pro Polsko. Je to model cyklické nezaměstnanosti a neočekávané inflace. Předpokládalo se, že koeficient  $\beta_1$  bude záporný. Z tohoto modelu je pro nevýznamnost vyřazena konstanta ( $\beta_0$ ).

Tab. 23 Model PK pro PO vyjádřený cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací

Neočekávaná inflace = - ( $\beta_1$ ) cyklická nezaměstnanost					
Y = - 0,03X					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $\beta_0$		0	0	0	0
Parametr $\beta_1$		-0,03	0,095	-0,276	0,788
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,006	-0,035	1,278	48,434	48,999	48,318

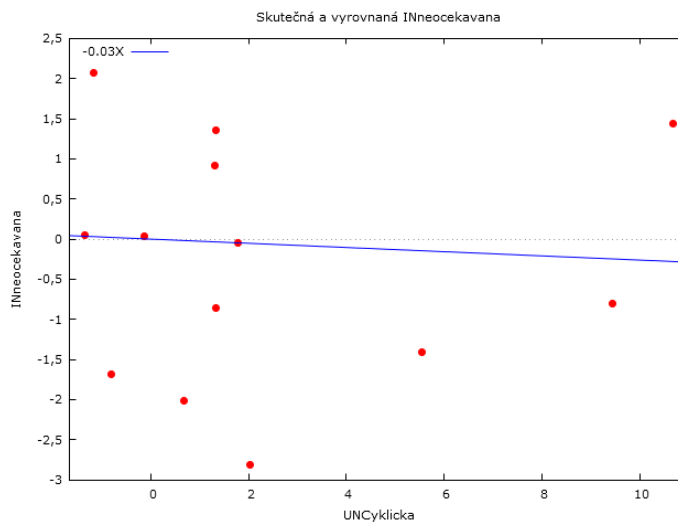
Z Tab. 23 lze vyčíst, že koeficient  $\beta_1$  je záporný, ale statisticky nevýznamný, jelikož  $p$ -hodnota  $t$ -testu je vyšší, než stanovená hladina významnosti 5 %. Dále je na místě poznamenat, že hodnota koeficientu determinace je sice kladná, ale adjustovaný koeficient determinace je již záporný, což může značit nízkou kvalitu fitu. Proměnné cyklické nezaměstnanosti se nepodařilo vysvětlit žádnou variabilitu proměnné neočekávané inflace. V Tab. 24 jsou vidět výsledky testů, které byly použity k ověření OLS odhadů regresních parametrů. Lze si všimnout, všechny  $p$ -hodnoty testů jsou vyšší, než je stanovená hladina významnosti 5 %. Lze tedy předpokládat, že OLS odhady mají všechny statisticky výhodné vlastnosti.

Tab. 24 Ověření klasických předpokladů modelu PK pro Polsko vyjádřeného cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací

Test	P-hodnota	Závěr
Reset test	0,251	Správná specifikace.
Whiteův test	0,969	Homoskedasticita.
Breusch-Paganův test	0,897	Homoskedasticita.
Test normality reziduí	0,094	Normální rozdělení.
LM test	0,302	Není autokorelace.

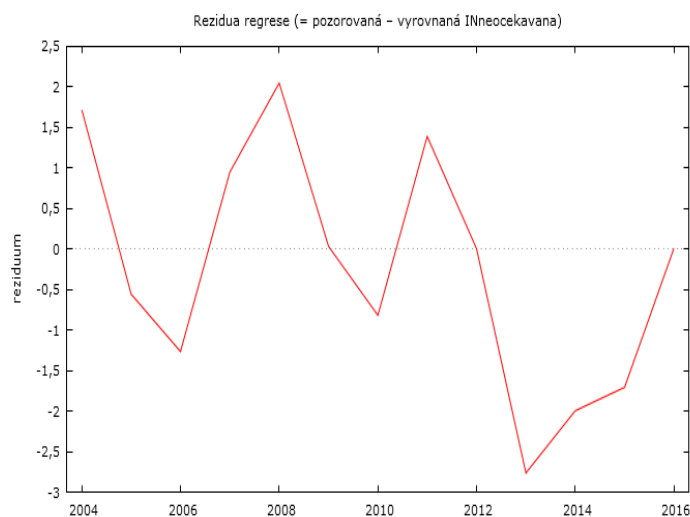
Model cyklické nezaměstnanosti a neočekávané inflace je vidět na Obr. 24. Na první pohled je možné si všimnout, že pozorované hodnoty jsou výrazně vzdáleny

od regresní přímky. Krátkodobou PK pro Polsko vyjádřenou cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací se tedy pro období 2004-2016 nepodařilo prokázat.



Obr. 24 PK pro Polsko vyjádřená cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací

Na posledním Obr. 25 jsou vidět nabídkové šoky v Polsku, které byly získány jako rezidua z předchozího modelu. Z Obr. 25 si můžeme všimnout dvou pozitivních nabídkových šoků a to v letech 2008 a 2011, které v krátkém období vedou ke snížení cenové hladiny a růstu výstupu. Negativní nabídkové šoky naopak můžeme vidět v letech 2006, 2010, 2013, což vede v krátkém období k poklesu výstupu ekonomiky a k růstu inflace.



Obr. 25 Nabídkové šoky v Polsku

## 5.4 Maďarsko

Pro Maďarsko jsou sestaveny jen tři modely krátkodobé Phillipsovy křivky. První model je jednoduchý model Phillipsovy křivky, který zkoumá vztah mezi inverzní nezaměstnaností a inflací. Další dva modely se zabývají vztahem nezaměstnanosti a neočekávané inflace. Pro zkoumání vztahu mezi nezaměstnaností a inflací v Maďarsku je sledováno období 2001-2016. Tento interval v sobě zahrnuje 16 pozorování. V Maďarsku režim cílování inflace začal fungovat od června roku 2001.

### 5.4.1 Jednoduchý model Phillipsovy křivky pro Maďarsko

Prvním modelem, který byl sestaven pro období 2001-2016 pro Maďarsko, je jednoduchý model Phillipsovy křivky. V tomto modelu je vysvětlující veličinou inverzní nezaměstnanosti a vysvětlovanou veličinou je inflace. Stejně jako u Polské, České a Slovenské republiky byl inverzní model nezaměstnanosti zvolen proto, že hodnoty informačních kritérií a koeficientů determinace u inverzního modelu nabývaly výrazně lepších hodnot, než kdyby byl zvolen lineární model nezaměstnanosti. Stejně jako u Polské, České a Slovenské republiky se pro inverzní nezaměstnanost očekává kladné znaménko koeficientu  $\beta_1$ , pro lineární model nezaměstnanosti se zase očekává záporné znaménko koeficientu  $\beta_1$ . Výsledky modelu lze vidět v Tab. 25.

Tab. 25 Model Phillipsovy křivky pro Maďarsko vyjádřený inverzní nezaměstnaností a inflací

Inflace = $(\beta_0)$ konstanta + $(\beta_1)$ inverzní nezaměstnanost					
$Y = 2,09 + 16,35(1/X)$					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $\beta_0$		2,09	2,145	0,974	0,347
Parametr $\beta_1$		16,35	17,711	0,723	0,372
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,036	-0,036	0,735	79,800	81,341	79,875

V Tab. 25 si lze všimnout, že nezaměstnanost (koeficient  $\beta_1$ ) má kladné znaménko, jak bylo předpokládáno. Dále je na místě poznamenat, že koeficient determinace má v tomto modelu kladnou hodnotu, nicméně adjustovaný koeficient determinace má zápornou hodnotu, což může být zapříčiněno nedostatečným množstvím pozorování nebo špatnou kvalitou fitu. Jinými slovy lze říci, že inverzní nezaměstnanost vůbec nevysvětluje variabilitu proměnné inflace. Je na místě si

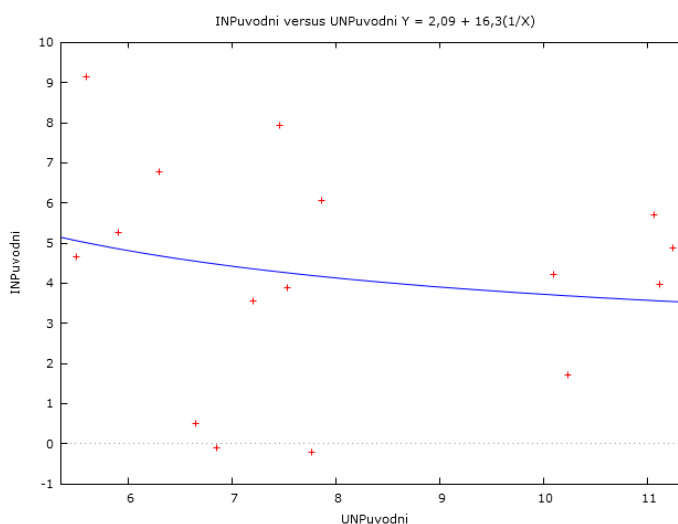
všimnou D-W statistiky, kde hodnota 0,735 značí pozitivní sériovou korelaci. OLS odhady parametrů  $\beta_0$  a  $\beta_1$  i celý  $F$ -test jsou statisticky nevýznamné, jelikož jejich  $p$ -hodnota je nad hladinou významnosti 5 %.

V Tab. 26 jsou vidět výsledky testů, které byly použity k ověření OLS odhadů regresních parametrů. Z Tab. 26 lze vyčíst, že  $p$ -hodnoty všech testů kromě LM testu jsou nad hranicí významnosti, která je 5 %. V modelu se tedy nachází autokorelace, což znamená, že dochází k podhodnocení rozptylu a standardních chyb parametrů. Tuto chybu lze odstranit metodou robustních odhadů, výsledky po aplikaci této metody jsou již uvedeny v Tab. 25.

Tab. 26 Ověření klasických předpokladů Phillipsovy křivky pro Maďarsko vyjádřeného inverzní nezaměstnaností a inflací

Test	$P$ -hodnota	Závěr
Reset test	0,413	Správná specifikace
Whiteův test	0,226	Homoskedasticita
Breusch-Paganův test	0,360	Homoskedasticita
Test normality reziduí	0,724	Normální rozdělení
LM test	0,043	<b>Autokorelace</b>

Celý model je možné vidět na Obr. 26. Na ose  $X$  je nezaměstnanost a na ose  $Y$  je inflace, celý model je proložen inverzní regresní přímkou. Lze si všimnout, že pozorované hodnoty jsou poměrně hodně vzdáleny od regresní rovnice. Negativní vztah inverzní nezaměstnanosti a inflace se tedy pro Maďarsko v období 2001-2016 nepodařilo prokázat a to zejména důvodu negativního  $R^2_{adj}$ .



Obr. 26 PK po Maďarsko vyjádřená nezaměstnaností a inflací

### 5.4.2 Phillipsova křivka a inflační očekávání v Maďarsku

V této části, stejně jako u Polska, České a Slovenské republiky, jsou popsány modely, které pracují s inflačním očekáváním. První model v této části pracuje s vysvětlovanou proměnnou první diference inflace, druhý model bere jako vysvětlovanou proměnnou nečekávanou inflaci, která se získá pomocí Modelu geometrických zpoždění.

Jako první jsou uvedeny výsledky modelu, který slouží k ověření vztahu mezi nezaměstnaností a **první diferencí inflace**. Tento model je opět sestaven pro období 2001-2016. Výsledky tohoto modelu jsou vidět v Tab. 27. Pro tento model se očekávalo záporné znaménko koeficientu  $\beta_1$ , tedy nezaměstnanosti.

Tab. 27 Model PK pro Maďarsko vyjádřený nezaměstnaností a první diferencí inflace

První diference inflace = $(\beta_0)$ konstanta - $(\beta_1)$ nezaměstnanost					
Y = -0,516 - 0,007X					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $\beta_0$		-0,516	2,658	-0,194	0,849
Parametr $\beta_1$		-0,007	0,316	-0,024	0,981
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,000	-0,077	2,267	70,367	71,783	70,352

Z rovnice modelu v Tab. 27 vyplývá negativní vztah mezi inflací a nezaměstnaností, jelikož koeficient  $\beta_1$  je záporný, přesně tak, jak se na začátku předpokládalo. Dále je na místě poznamenat, že koeficient determinace i adjustovaný koeficient determinace mají zápornou hodnotu, což může být opět zapříčiněno nedostatečným množstvím pozorování či špatnou kvalitou fitu. Jinými slovy vysvětlující proměnná nezaměstnanost nepokrývá žádnou variabilitu vysvětlované veličiny první diference inflace. OLS odhady parametrů  $\beta_0$  a  $\beta_1$  i celý *F*-test jsou statisticky nevýznamné, jelikož jejich *p*-hodnoty jsou nad hladinou významnosti 5 %.

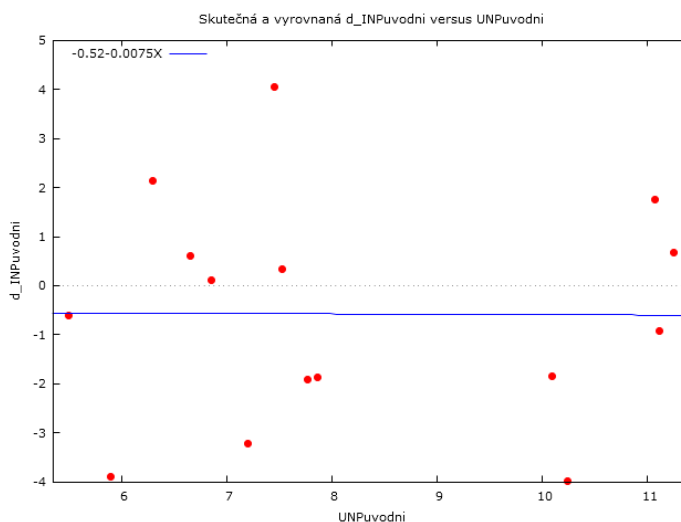
V Tab. 28 jsou vidět výsledky testů, které byly použity k ověření OLS odhadů regresních parametrů. Z Tab. 28 je zřejmé, že všechny *p*-hodnoty jsou nad hranicí významnosti 5 %, podařilo se tedy ověřit klasické předpoklady modelu.



Tab. 28 Ověření klasických předpokladů modelu PK pro MA vyjádřeného nezaměstnaností a první diferencí inflace

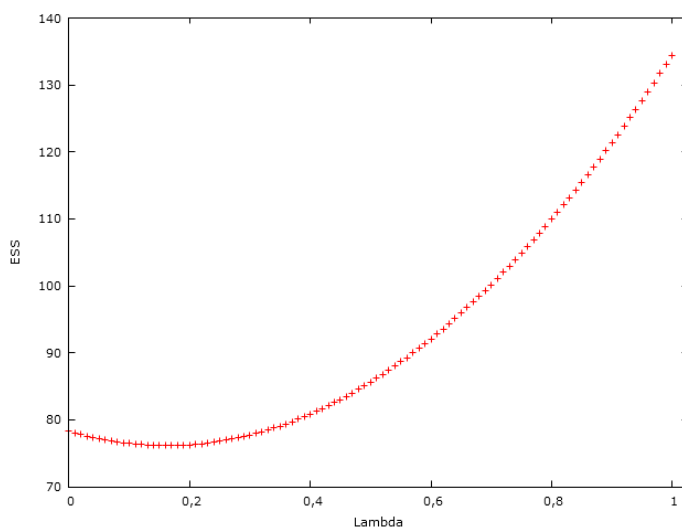
Test	P-hodnota	Závěr
Reset test	0,230	Správná specifikace
Whiteův test	0,759	Homoskedasticita
Breusch-Paganův test	0,721	Homoskedasticita
Test normality reziduí	0,274	Normální rozdělení
LM test	0,425	Není autokorelace

Celý model je vidět na Obr. 27. Na první pohled je patrné, že pozorované hodnoty jsou v obrázku takřka náhodně rozmístěny. Negativní vztah nezaměstnanosti a první difference inflace se tedy pro Maďarsko v období 2001-2016 nepodařilo prokázat a to zejména z důvodu záporného adjustovaného koeficientu determinace.



Obr. 27 PK pro Maďarsko vyjádřená nezaměstnaností a první diferencí inflace

Další výsledky, který jsou zde uvedeny, pracují s modelem, kde je zahrnuto inflační očekávání, které je získáno pomocí **Modelu geometrických zpoždění**. Pro tento model je opět velmi důležitý parametr  $\lambda$ . Parametr lambda vyšel pro Maďarsko  $\lambda = 0,17$ . Správná hodnota lambdy se získá jako minimum funkce  $ESS=f(\lambda)$ . Průběh  $ESS$  jako funkce lambdy lze vidět na Obr. 28. Po výpočtu parametru lambda a očekávané inflace, se vypočítala neočekávaná inflace a to tak, že se od pozorované inflace odečte inflace očekávaná.



Obr. 28 Průběh ESS jako funkce lambdy pro Maďarsko

Celý model nezaměstnanosti a neočekávané inflace lze vidět v Tab. 29. Očekávalo se, že koeficient  $\beta_1$  (nezaměstnanost) bude mít zápornou hodnotu.

Tab. 29 Model Phillipsovy křivky pro Maďarsko vyjádřený nezaměstnaností a neočekávanou inflací

Neočekávaná inflace = $(\beta_0)$ konstanta - $(\beta_1)$ nezaměstnanost					
Y = -0,97 + 0,03X					
		Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	P-hodnota
Konstanta $\beta_0$		-0,97	2,305	-0,422	0,679
Parametr $\beta_1$		0,03	0,279	0,113	0,912
R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> adj	D-W statistika	Akaikovo k.	Schwarcovo k.	Hannan-Quinnovo k.
0,001	-0,070	2,239	72,633	74,178	72,712

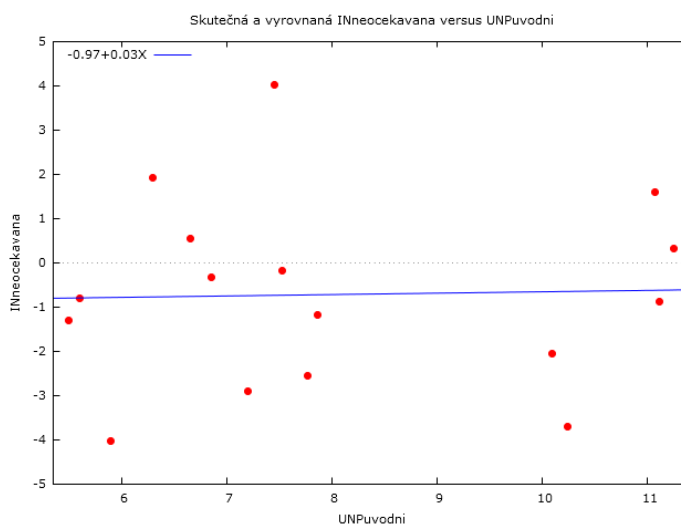
V Tab. 29 si lze všimnout, že sice bylo předpokládáno záporné znaménko koeficientu  $\beta_1$  (nezaměstnanosti), ale v tomto modelu vyšlo znaménko kladné koeficientu  $\beta_1$ , což by značilo pozitivní vztah mezi neočekávanou inflací a nezaměstnaností. Dále je na místě poznamenat, že koeficient determinace i adjustovaný koeficient determinace má opět zápornou hodnotu, což může být opět zapříčiněno nedostatečným množstvím pozorování či špatnou kvalitou fitu. OLS odhady parametrů  $\beta_0$  a  $\beta_1$  i celý F-test jsou statisticky nevýznamné, jelikož jejich p-hodnoty jsou

nad hladinou významnosti 5 %. Z Tab. 30 lze vyčíst, že OLS odhady by měly mít ze statistického hlediska všechny výhodné vlastnosti, protože žádná  $p$ -hodnota se nedostala pod hranici významnosti 5 %.

Tab. 30 Ověření klasických předpokladů modelu PK pro ČR vyjádřeného nezaměstnaností a neočekávanou inflaci

Test	P-hodnota	Závěr
Reset test	0,205	Správná specifikace
Whiteův test	0,638	Homoskedasticita
Breusch-Paganův test	0,786	Homoskedasticita
Test normality reziduí	0,541	Normální rozdělení
LM test	0,630	Není autokorelace

Celý model je vidět na Obr. 29. Opět je na první pohled zřejmé, že pozorované hodnoty jsou velmi vzdáleny od regresní přímky. Negativní vztah nezaměstnanosti a neočekávané inflace se tedy pro Maďarsko v období 2001-2016 nepodařilo prokázat a to zejména z důvodu záporného adjustovaného koeficientu determinace. Tento závěr je v souladu s výsledky Tímea (2005), kterému se rovněž platnost negativního vztahu mezi nezaměstnaností a inflací nepodařilo prokázat.



Obr. 29 PK pro Maďarsko vyjádřená nezaměstnaností a neočekávanou inflací

### 5.4.3 Přirozená míra nezaměstnanosti v Maďarsku

Jelikož u žádného modelu krátkodobé Phillipsovy křivky pro Maďarsko se nepodařilo negativní vztah mezi nezaměstnaností a inflací prokázat, přirozenou míru nezaměstnanosti v Maďarsku nedává smysl počítat. Přirozená míra nezaměstnanosti je nutná k výpočtu cyklické nezaměstnanosti, nebylo proto ani možné sestavit čtvrtý model, který zkoumá vztah cyklické nezaměstnanosti a neočekávané inflace.

## 6 Závěr

V této části budou shrnuty nejdůležitější výsledky, ke kterým bylo v této diplomové práci dospěno.

### *První dílčí cíl*

Prvním dílčím cílem bylo charakterizovat vztah mezi nezaměstnaností a inflací v zemích V4. U České republiky se v období let 1996-2016 podařilo prokázat krátkodobý inverzní vztah mezi nezaměstnaností a inflací. Tento vztah se podařilo prokázat na všech 4 modelech, konkrétně tedy na datech inverzní nezaměstnanosti a inflace s výslednou regresní přímkou  $Y = -1,59 + 30,35(1/X)$ , dále na datech nezaměstnanosti a první diference inflace s regresní přímkou  $Y = 3,71 - 0,60X$ . V třetím modelu byla vysvětlující proměnou nezaměstnanost a vysvětlovanou neočekávaná inflace, tento model měl regresní přímkou  $Y = 4,26 - 0,75X$ . Ve čtvrtém modelu byla vysvětlující veličinou cyklická nezaměstnanost a vysvětlovaná veličina byla neočekávaná inflace, tento model měl regresní přímkou ve tvaru  $Y = -0,82X$ .

U Slovenské republiky v období let 2005-2016 se podařilo prokázat inverzní vztah pouze ve dvou modelech. Šlo o model nezaměstnanosti a neočekávané inflace s regresní přímkou  $Y = 3,88 - 0,37X$  a o model cyklické nezaměstnanosti a neočekávané inflace s regresní přímkou  $Y = -0,39X$ .

V Polsku v období let 2004-2016 se podařilo prokázat inverzní vztah pouze v jediném modelu a to konkrétně na datech nezaměstnanosti a první diference s regresní přímkou  $Y = 1,53 - 0,19X$ .

V Maďarsku v období let 2001-2016 se na žádném ze čtyř modelů nepodařilo prokázat inverzní vztah mezi nezaměstnaností a inflací. Nepodařilo se tedy prokázat platnost krátkodobé Phillipsovy křivky, což je v souladu s prací Tímea (2005).

Co se týká výsledků cyklické nezaměstnanosti, u České republiky byla nezaměstnanost v letech 1996, 1997, 2007, 2008, 2015 a 2016 pod svojí přirozenou mírou, což má podle Friedmana právě důsledek ve zvyšování inflace.

Slovenská cyklická nezaměstnanost vyšla pouze v letech 2008 a 2016 pod svojí přirozenou mírou. V Polsku to stejné platí v letech 2008, 2009, 2015 a 2016.

Pro Maďarsko se nepodařilo ani na jednom z modelů prokázat krátkodobý inverzní vztah mezi nezaměstnaností a inflací, nebyl tedy zkoumán ani dlouhodobý vztah vyjádřený přirozenou mírou nezaměstnanosti. Z tohoto důvodu nebylo možné vypočítat ani cyklickou nezaměstnanost, která se vypočítá jako rozdíl pozorované míry nezaměstnanosti a přirozené míry nezaměstnanosti.

### *Druhý dílčí cíl*

Druhým dílčím cílem bylo zjistit přirozenou míru nezaměstnanosti v zemích V4. U modelu České republiky, který pracoval s nezaměstnaností a první diferencí inflace, vyšla přirozená míra nezaměstnanosti 6,31 % se směrodatnou chybou 1,12. Z tohoto modelu vyplývá, že s 95 % spolehlivostí leží přirozená míra nezaměstnanosti v intervalu (3,95;8,34). Když se pracovalo s modelem, který zkoumal vztah nezaměstnanosti a neočekávané inflace, vyšla metodou podělení regresních koefi-

cientů přirozená míra nezaměstnanosti 5,68 % se směrodatnou chybou 0,75. S 95 % spolehlivostí se skutečná přirozená míra nezaměstnanosti nachází v intervalu (4,24;7,16).

U modelu Slovenské republiky, který zkoumal vztah mezi nezaměstnaností a neočekávanou inflací, vyšla metodou podělení regresních koeficientů přirozená míra nezaměstnanosti 10,49 %. S 95 % spolehlivostí leží skutečná přirozená míra nezaměstnanosti v intervalu (5,27;15,42).

V Polsku se pracovalo pouze s modelem, který zkoumá vztah mezi nezaměstnaností a první diferencí inflace. S využitím metody podělení regresních koeficientů vyšla přirozená míra nezaměstnanosti pro Polsko 8,05 %. S 95% pravděpodobností se skutečná přirozená míra nezaměstnanosti pro Polsko nachází v intervalu (3,59;12,99).

Jak již bylo zmíněno výše, pro Maďarsko se nepodařilo ani na jednom z modelů prokázat krátkodobý vztah mezi nezaměstnaností a inflací, nebyla proto tedy ani zkoumána přirozená míra nezaměstnanosti, která znázorňuje vztah dlouhodobý.

Nyní budou uvedeny výsledky týkající se nabídkových šoků. Negativní nabídkové šoky znamenají, že v krátkém období dochází k poklesu výstupu ekonomiky a k růstu inflace, pozitivní nabídkové šoky naopak znamenají, že v krátkém období dochází k růstu výstupu a k poklesu inflace.

Česká ekonomika prodělala dva výrazné negativní nabídkové šoky a to v letech 1999 a 2009 a další menší v letech 1997, 2002, 2003, 2013 a 2014. K pozitivním nabídkovým šokům došlo v České republice v letech 1998, 2001, 2004, 2006, 2005, 2011 a 2012.

Slovensko prodělalo dominantní pozitivní nabídkový šok v roce 2011 a další v letech 2006 a 2008. K negativním nabídkovým šokům došlo na Slovensku v letech 2007, 2009 a 2014.

Polsko prodělalo pozitivní nabídkové šoky v letech 2008 a 2011. Negativní nabídkové šoky naopak prodělalo v letech 2006, 2010 a 2013.

Pro Maďarsko se nepodařilo nabídkové šoky určit, protože se získávají jako rezidua z modelu cyklické nezaměstnanosti a neočekávané inflace.

### *Třetí dílčí cíl*

Třetím dílčím cílem bylo formulovat měnová, rozpočtová a hospodářská opatření vedoucí ke stabilizaci inflace a snižování nezaměstnanosti a popsat dopady inflace a nezaměstnanosti na ekonomický růst. Tento cíl byl splněn v literárním přehledu, ale budou zde shrnuty nejdůležitější myšlenky.

Ke stabilizaci inflace a snižování nezaměstnanosti je určena stabilizační politika, která se snaží, aby hospodářské propady nebyly příliš hluboké a hospodářské boomy příliš vysoké. Jinými slovy se stabilizační politika snaží o to, aby nedocházelo k nabídkovým a poptávkovým šokům. Stabilizační politika může mít podobu diskrečních opatření či vestavěných stabilizátorů. Ke zvyšování výstupu ekonomiky a následně ke snižování nezaměstnanosti dochází expanzivní fiskální politikou ve formě snižování daňového zatížení (diskreční opatření) a také expanzivní

monetární politikou ve formě snižování úrokových sazeb (diskreční opatření). Vestavěným stabilizátorem je například podpora v nezaměstnanosti. Pokud ekonomiky chtějí docílit snížení inflace, Svensson (1997) a Ball (1997) tvrdí, že přímý efekt měnového kurzu je nejrychlejší kanál působení měnové politiky centrální banky na inflaci.

Co se týká dopadů inflace a nezaměstnanosti na ekonomický růst je nutné zmínit práci Easterlyho (1994), který zkoumal rozdíly mezi rychle a pomalu rostoucími ekonomikami. Zjistil, že ekonomiky, které rostou v průměru tempem 4 % ročně, mají inflaci průměrně 8,4 %. Země, které průměrně klesají o 0,2 % ročně, mají v průměru 16,5 % inflaci. Fischer (1993) a Barr (1995) došli k závěru, že pokud dochází k permanentnímu nárůstu inflace o 10 procentních bodů, snižuje to HDP o 4 až 7 % za třicet let. Přepočte-li se tento výsledek na jednotlivá léta, vychází to na 0,2-0,3 procentního bodu každý rok.

V neposlední řadě je na místě zmínit Okunův zákon, který tvrdí, že dojde-li k poklesu reálného domácího produktu o 1 % pod potencionální produkt, zvýší se nezaměstnanost nad přirozenou míru přibližně o 0,33 %.

Výše byly uvedeny závěry této diplomové práce, jejíž nejvyšší přínos spočítá v porovnání jednotlivých zemí Visegrádské čtyřky mezi sebou navzájem. Například dokazuje, že neexistuje jedna přirozená míra nezaměstnanosti společná pro všechny země, ale každá země má svoji vlastní přirozenou míru nezaměstnanosti. Dalším přínosem této diplomové práce je poskytnutí podkladů pro nositele rozhodovací moci v oblasti fiskální a monetární politiky, protože rozhodující vliv na ekonomický vývoj jednotlivých zemí mají právě tito představitelé. Země Visegrádské čtyřky si na začátku prošly transformačním obdobím a bylo pouze na vládě, které opatření zvolí jako ty nejlepší. Vztahy mezi makroekonomickými proměnnými jsou základem pro jejich rozhodování.

## 7 Literatura

- ARISTOTELES. 1942. *Politics*. Modern Library, p. 304.
- BALDWIN, R. E. A WYPLOSZ, C. 2013. *Ekonomie evropské integrace*. 4. vyd. Praha: Grada, p. 580.
- BALL, L. 1999. *Police Rules for Open Economies*. In *Monetary Policy Rules* (ed. J. Taylor), NBER Series, Chicago: University of Chicago Press.
- BALL, L. 1997. *Efficient Rules for Monetary Policy*. NBER Working paper, p. 5952.
- BARRO, R. J. 1995. *Inflation and Economic Growth*, NBER WP Nr. 5326: New York, National Bureau of Economic Research, p. 36.
- BAUMOL, W. A BLINDER, A. 2009. *Macroeconomics*. 1st ed. Mason, OH: South-Western Cengage Learning, p. 114-115.
- CAGAN, P. 1956. *The Monetary Dynamics of Hyperinflation*. In *Studies in the Quantity Theory of Money* (ed. M. Friedman), Chicago: University of Chicago press.
- CALVO, G. A. 1983. *Staggered prices in a utility maximizing framework*, *Journal of Monetary Economics* 12, p. 383-398.
- CASELLA, G. 2002. *Statistical Inference*. 1st ed. 1. Boston: Duxbury, p. 660.
- CIPRA, T. 2013. *Finanční ekonometrie. 2.*, upr. vyd. Praha: Ekopress, p. 538.
- ČERNOHORSKÝ, J. A TEPLÝ, P. 2011. *Základy financí*. 1st ed. Praha: Grada, p. 304.
- ČNB. 2017a. *Co to je inflace?* - Česká národní banka. [online] Available at: [https://www.cnb.cz/cs/faq/co\\_to\\_je\\_inflace.html](https://www.cnb.cz/cs/faq/co_to_je_inflace.html) [Accessed 21 Mar. 2017].
- ČNB. 2017b. *Cílování inflace v ČR* - Česká národní banka. [online] Available at: [https://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/cilovani.html](https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/cilovani.html) [Accessed 28 Mar. 2017].
- ČNB. 2017c. *Měnová politika fixního kurzu a cílování peněžní zásoby* - Historie ČNB. [online] Available at: [http://www.historie.cnb.cz/cs/menova\\_politika/6\\_menova\\_politika\\_na\\_cest\\_ke\\_standardu\\_vyspelych\\_zemi/5\\_menova\\_politika\\_fixniho\\_kurzu\\_a\\_cilovani\\_penezni\\_zasoby/index.html](http://www.historie.cnb.cz/cs/menova_politika/6_menova_politika_na_cest_ke_standardu_vyspelych_zemi/5_menova_politika_fixniho_kurzu_a_cilovani_penezni_zasoby/index.html) [Accessed 28 Mar. 2017].
- ČNB. 2017d. *Měnová politika na cestě ke standardu vyspělých zemí* - Historie ČNB. [online] Available at: [http://www.historie.cnb.cz/cs/menova\\_politika/6\\_menova\\_politika\\_na\\_cest\\_ke\\_standardu\\_vyspelych\\_zemi/](http://www.historie.cnb.cz/cs/menova_politika/6_menova_politika_na_cest_ke_standardu_vyspelych_zemi/) [Accessed 22 Apr. 2017].
- ČSÚ. 2016a. *Míry zaměstnanosti, nezaměstnanosti a ekonomické aktivity* - leden 2016 | ČSÚ. [online] Available at: <https://www.czso.cz/csu/czso/ci/miry-zamestnanosti-nezamestnanosti-a-ekonomicke-aktivity-leden-2016> [Accessed 23 Jan. 2017].
- ČSÚ. 2016b. *Spotřební koš pro výpočet indexu spotřebitelských cen od ledna 2016*. 1st ed. [pdf] ČSU. Available at:

- [https://www.czso.cz/documents/10180/23195394/spot\\_kos2016.pdf/9093cac3-cf82-491f-8d2b-1ccb91a1d971?version=1.1](https://www.czso.cz/documents/10180/23195394/spot_kos2016.pdf/9093cac3-cf82-491f-8d2b-1ccb91a1d971?version=1.1) [Accessed 23 Jan. 2017].
- ČSÚ. 2017a. *Inflace, míra inflace – Metodika* | ČSÚ. [online] Available at: [https://www.czso.cz/csu/czso/kdyz\\_se\\_rekne\\_inflace\\_resp\\_mira\\_inflace](https://www.czso.cz/csu/czso/kdyz_se_rekne_inflace_resp_mira_inflace) [Accessed 23 Jan. 2017].
- ČSÚ. 2017b. *Inflace: druhy, definice, tabulky*. | ČSÚ. [online] Available at: [https://www.czso.cz/csu/czso/mira\\_inflace](https://www.czso.cz/csu/czso/mira_inflace) [Accessed 21 Mar. 2017].
- ČSÚ. 2017c. *Ceny-metodika* | ČSÚ. [online] Available at: [https://www.czso.cz/csu/czso/10n1-04-\\_2004-ceny\\_\\_metodika](https://www.czso.cz/csu/czso/10n1-04-_2004-ceny__metodika) [Accessed 21 Mar. 2017].
- EASTERLY, W. 1994. *Economic Stagnation, Fixed Factors, and Policy Thresholds*, Journal of Monetary Economics, 33(3), p. 525-557.
- EDGEWORTH, F. A MARSHALL, A. 1923. *Money Credit and Commerce*. The Economic Journal, 33(130), p. 198.
- FISCHER, S. 1993. *The Role of Macroeconomic Factors in Growth*: Journal of Monetary Economics, p. 485-512.
- FRIEDMAN, M. 1968. *The Role of Monetary Policy*. American Economic Review, March, No. 58., p. 1-17.
- FRIEDMAN, M. 1997. *Nobel Lecture: Inflation and Unemployment*. The Journal of Political Economy. 85(3), p. 451-472.
- GREENE, W. H. 2002. *Econometric analysis*. 5th ed. Upper Saddle River, N. J.: Prentice Hall, p. 566-568.
- HAYEK, F. A. VON. 1931. *Prices and Production*, London, p. 162.
- HINTON, R. W. K. 1955. *The Mercantile System in the Time of Thomas Mun*. Economic History Review, p. 277-290.
- HUME, D. 1955. *Writings on Economics*. Edinburgh: Rotwein Nelson, p. 335.
- HUŠEK, R. 2009. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Praha: Oeconomica, Vysokoškolská učebnice, p. 344.
- HOLMAN, R. 2005. *Dějiny ekonomického myšlení*. 1st ed. Praha: C. H. Beck, p. 539.
- IMF. 2016. *Report for Selected Countries and Subjects*. [online] IMF. Available at: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2016/01/weodata/weorept.aspx?sy=1980&ey=2017&scsm=1&ssd=1&sort=country&ds=.&br=1&pr1.x=47&pr1.y=12&c=964%2C935%2C936%2C944&s=PCPIPCH%2CLUR&grp=0&a=> [Accessed 13 Mar. 2017].
- JUREČKA, V. 2010. *Makroekonomie*. Praha: Grada, p. 332.
- KÁRÁSZ, P. 2009. Vplyv globálnej ekonomickej krízy na vývoj hospodárstva Slovenska so zreteľom na trh práce. [online] Available at: [http://euractiv.sk/wp-content/uploads/old\\_files/images/Microsoft\\_Word\\_-\\_PK\\_studia2.pdf](http://euractiv.sk/wp-content/uploads/old_files/images/Microsoft_Word_-_PK_studia2.pdf) [Accessed 13 Mar. 2017].
- KEYNES, J. M. 1963. *Obecná teorie zaměstnanosti, úroku a peněz*, Praha: NČAV, p. 386.



- KHAN, M. S A SENHADJI, A. S. 2000. *Threshold Effects in the Relationship between inflation and growth*, IMF WP Nr. WP/00/110: Washington, International Monetary Fund, p. 32.
- KLÍMA, J., LACINA, L. A VAŘEJKA, D. 2002. *Aplikace Phillipsovy křivky v transformačním období české ekonomiky*. In *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, L(2), p. 15-26.
- KLÍMEK, P. 2007. *Phillipsova křivka v ČR*. Informační Bulletin České statistické společnosti, 18(1), p. 12-23.
- KRIESLER, P. A LAVOIE, M. 2005. *The New View On Monetary Policy: The New Consensus And Its Post-Keynesian Critique*. Working paper No. 05-01. [online] Ottawa: ROBINSON. Available at: <http://aix1.uottawa.ca/~robinson/english/wp/2005/dal-rope.pdf> [Accessed 12 Feb. 2017].
- KRKOŠKOVÁ, Š., RÁČKOVÁ, A. A ZOUHAR, J. 2009. *Základy ekonometrie v příkladech*. V Praze: Oeconomica, 2009, p. 276.
- KUKLA, L. 2016. *Sociální a preventivní pediatrie v současném pojetí*. 1st ed. Grada, p. 432.
- KYDLAND, F. A PRESCOTT, E. 1990. *Business Cycles: Real Facts and Monetary Myth*, Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, p. 383.
- LIPSEY, R. A PARKIN, J. 1970. *Income Policy: A Reappraisal*. *Economica*, New Series, p. 37.
- LUCAS, R. 1973. *Some international Evidence on Output-Inflation Tradeoffs*. *The American Economic Review*, 63(3), p. 326-334.
- LUCAS, R A RAPPING, L. 1969. *Price Expectations and the Phillips Curve*. *American Economic Review*, p. 59.
- MARX, K. 1986. *Kapitál: kritika politické ekonomie*, Praha: Svoboda, p. 981.
- MILL, J. S. 1848. *Principles of Political Economy with Some of their Applications to Social Philosophy*, 1 (1 ed.), London: John W. Parker, p. 896.
- MISES, L. VON. 1971. *Theory of Money and Credit*, New York, The Foundation for Economic Education, p. 461.
- MPSV. 2012. *Upozornění na změnu metodiky*. [online] Available at: [https://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/zmena\\_metodiky](https://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/zmena_metodiky) [Accessed 23 Jan. 2017].
- MUTH, J. 1961. *Rational Expectations and Theory of Price Movements*. *Econometrica*, p. 29.
- NBP. 2005. *Report on monetary policy implementation*. 1st ed. WARSAW: National Bank of Poland. Available at: [http://www.nbp.pl/en/publikacje/o\\_polityce\\_pienieznej/implementation2004.pdf](http://www.nbp.pl/en/publikacje/o_polityce_pienieznej/implementation2004.pdf) [Accessed 28 Mar. 2017].
- NBS. 2017a. *1993-1999 (nezávislá MP NBS)* [online] Available at: <http://www.nbs.sk/sk/menova-politika/menova-politika-nbs-do-roku-2009/1993-1999-nezavisla-mp-nbs> [Accessed 28 Mar. 2017].

- NBS. 2017b. *2000-2004 (implicitné inflačné cielenie)*. [online] Available at: <http://www.nbs.sk/sk/menova-politika/menova-politika-nbs-do-roku-2009/2000-2004-implicitne-inflacne-cielenie> [Accessed 28 Mar. 2017].
- NBS. 2017c. *2005-2008 (inflačné cielenie v ERM II)* [online] Available at: <http://www.nbs.sk/sk/menova-politika/menova-politika-nbs-do-roku-2009/2005-2008-inflacne-cielenie-v-erm-ii> [Accessed 28 Mar. 2017].
- OKUN, A. M. 1962. *Potential GDP: Its Measurements and Significance*. In *Proceedings of Business and Economic Statistics Section*. Washington: American Statistical Association, p. 98-104.
- PIGOU, A. C. 1941. *Employment and Equilibrium: A Theoretical Discussion*, Macmillan and Company, p. 283.
- PHELPS, E. 1967. *Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time*. *Economica*, p. 34.
- Phelps, E. 1968. *Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium*. *Journal of Political Economy*, p. 76.
- PHILLIPS, A. 1958. *The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom*. *Economica*, 25(100), p. 283-299.
- RICARDO, D. 1817. *On the Principles of Political Economy and Taxation* (1 ed.), London: John Murray, p. 282-292.
- ROJÍČEK, M., SPĚVÁČEK, V., VEJMĚLEK, J., ZAMRAZILOVÍ, E. A ŽDÁREK, V. 2016. *Makroekonomická analýza*. 1st ed. Havlíčkův Brod: Grada Publishing, a.s., p. 554.
- ROTHBARD, N. M. 1983. *The Mystery of Banking*, New York: Richardson & Snyder, p. 286.
- SAMUELSON, P. A. A SOLOW, R. M. 1960. *Analytical Aspects of Anti-inflationary Policy*, *The American Economic Review*, 50(2), p. 117-194.
- SIRŮČEK, P. 2001. *Průvodce dějinami standardních ekonomických teorií*. Slaný, Melandrium, p. 224.
- SOCHA, J. A WOJCIECHOWSKI, W. 2003. *Koncepcja Nairu, dezinflacja a druga fala bezrobocia w Polsce*. Seminar at the National Bank of Poland, p. 12.
- SPENGLER, J. J. 1954. *Richard Cantillon: First of the Moderns*. *Journal of Political Economy*, p. 281-295.
- SVENSSON, L. 1997. *Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets*. *European Economic Review*, p. 41.
- ŠTEKER, K. 2006. *Phillipsova křivka a její vypořádací schopnost v podmínkách české ekonomiky v letech 1993-2005*. [online] Available at: [https://www.google.cz/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=1&cad=rja&uact=8&ved=0ahUKEwjjs\\_CfqsntAhVDDZoKHeFNBWUQFggiMAA&url=http%3A%2F%2Fwww.utb.cz%2Ffile%2F24211\\_1\\_1%2F&usg=AFQjCNGm-sM2h984wvP2HIIC1FUj\\_KfKbg&sig2=C2rwmGi6IVyrvKwcPSt1g](https://www.google.cz/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=1&cad=rja&uact=8&ved=0ahUKEwjjs_CfqsntAhVDDZoKHeFNBWUQFggiMAA&url=http%3A%2F%2Fwww.utb.cz%2Ffile%2F24211_1_1%2F&usg=AFQjCNGm-sM2h984wvP2HIIC1FUj_KfKbg&sig2=C2rwmGi6IVyrvKwcPSt1g) [Accessed 28 Mar. 2017]

- TAYLOR, J. 1999. *Monetary Policy Rules*. NBER Series, Chicago: University of Chicago Press, p. 1-14.
- TÍMEA, S. 2005. *The theory of inflation, the Phillips curve phenomenon with particular reference to Hungary*, Budapest: Budapest Gazdasági Főiskola [online] Available at: [http://elib.kkf.hu/edip/D\\_11527.pdf](http://elib.kkf.hu/edip/D_11527.pdf) [Accessed 28 Mar. 2017]
- TOBIN, J. 1997. *The Experiment in Applied Econometrics*. Cowles Foundation Discussion Papers 1159, Yale University: Cowles Foundation for Research in Economics, p. 9.
- TOŠOVSKÁ, E. 2010. *Makroekonomické souvislosti ochrany životního prostředí*. 1st ed. V Praze: C. H. Beck, p. 201.
- WALLIS, K. 1971. *Wages, Prices and Incomes Policies: Some Comments*. *Economica*, New Series, p. 38.
- WOOLDRIDGE, J. M. 2002. *Introductory econometrics: a modern approach*. 2nd ed. Cincinnati, Ohio: South-Western College Pub, p. 912.

## 8 Seznam obrázků

Obr. 1	Původní Phillipsova křivka pro Velkou Británii v letech 1861-1913 Zdroj: Phillips (1958)	23
Obr. 2	Modifikovaná křivka pro USA Zdroj: Samuelson a Solow (1960)	24
Obr. 3	Phillipsova křivka dle Milтона Friedmana Zdroj: Milton Friedman (1977)	25
Obr. 4	Phillipsova křivka v pojetí Roberta Lucase Zdroj: Robert Lucas (1973)	26
Obr. 5	PK vyjádřená nezaměstnanost a inflací	41
Obr. 6	PK vyjádřená nezaměstnaností a první diferencí inflace	43
Obr. 7	Průběh ESS jako funkce lambdy v České republice	44
Obr. 8	PK vyjádřená nezaměstnaností a neočekávanou inflací	45
Obr. 9	Cyklická nezaměstnanost v ČR	48
Obr. 10	PK v ČR vyjádřená cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací	49
Obr. 11	Nabídkové šoky v ČR	50
Obr. 12	PK po SR vyjádřená nezaměstnaností a inflací	52
Obr. 13	PK pro SR vyjádřená nezaměstnaností a první diferencí inflace	54
Obr. 14	Průběh ESS jako funkce lambdy pro Slovenskou republiku	55
Obr. 15	PK pro SR vyjádřená nezaměstnaností a neočekávanou inflací	56
Obr. 16	Cyklická nezaměstnanost na Slovensku	58
Obr. 17	PK na Slovensku vyjádřená cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací	59
Obr. 18	Nabídkové šoky pro Slovenskou republiku	60

---

<b>Obr. 19</b>	<b>PK po Polsko vyjádřená nezaměstnaností a inflací</b>	<b>62</b>
<b>Obr. 20</b>	<b>PK v Polsku vyjádřená nezaměstnaností a první diferencí inflace</b>	<b>64</b>
<b>Obr. 21</b>	<b>Průběh ESS jako funkce lambdy pro Polsko</b>	<b>64</b>
<b>Obr. 22</b>	<b>PK pro Polsko vyjádřená nezaměstnaností a neočekávanou inflací</b>	<b>66</b>
<b>Obr. 23</b>	<b>Cyklická nezaměstnanost v Polsku</b>	<b>67</b>
<b>Obr. 24</b>	<b>PK pro Polsko vyjádřená cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací</b>	<b>69</b>
<b>Obr. 25</b>	<b>Nabídkové šoky v Polsku</b>	<b>69</b>
<b>Obr. 26</b>	<b>PK po Maďarsko vyjádřená nezaměstnaností a inflací</b>	<b>71</b>
<b>Obr. 27</b>	<b>PK pro Maďarsko vyjádřená nezaměstnaností a první diferencí inflace</b>	<b>73</b>
<b>Obr. 28</b>	<b>Průběh ESS jako funkce lambdy pro Maďarsko</b>	<b>74</b>
<b>Obr. 29</b>	<b>PK pro Maďarsko vyjádřená nezaměstnaností a neočekávanou inflací</b>	<b>75</b>

## 9 Seznam tabulek

Tab. 1	Model PK pro ČR vyjádřený inverzní nezaměstnaností a inflací	40
Tab. 2	Ověření klasických předpokladů PK pro Českou republiku vyjádřenou inverzní nezaměstnaností a inflací	41
Tab. 3	Model PK pro ČR vyjádřený nezaměstnanosti a první diferencí inflace	42
Tab. 4	Ověření klasických předpokladů modelu PK pro ČR vyjádřeného nezaměstnaností a první diferencí inflace	43
Tab. 5	Model PK pro ČR vyjádřený nezaměstnanosti a neočekávanou inflací	44
Tab. 6	Ověření klasických předpokladů modelu PK pro ČR vyjádřeného nezaměstnaností a neočekávanou inflaci	45
Tab. 7	Model PK pro ČR vyjádřený cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací	48
Tab. 8	Ověření klasických předpokladů modelu PK pro ČR vyjádřeného cyklickou nezaměstnanost a neočekávanou inflací	49
Tab. 9	Model PK pro Slovensko vyjádřený inverzní nezaměstnaností a inflací	51
Tab. 10	Ověření klasických předpokladů PK pro SR vyjádřeného inverzní nezaměstnaností a inflací	52
Tab. 11	Model PK pro Slovensko vyjádřený nezaměstnanosti a první diferencí inflace	53
Tab. 12	Ověření klasických předpokladů modelu PK pro SR vyjádřeného nezaměstnaností a první diferencí inflace	54
Tab. 13	Model PK pro Slovensko vyjádřený nezaměstnanosti a neočekávanou inflací	55
Tab. 14	Ověření klasických předpokladů modelu PK pro Slovensko vyjádřeného nezaměstnaností a neočekávanou inflaci	56
Tab. 15	Model PK pro Slovensko vyjádřený cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací	58

<b>Tab. 16</b>	<b>Ověření klasických předpokladů modelu PK pro SK vyjádřeného cyklickou nezaměstnanost a neočekávanou inflací</b>	<b>59</b>
<b>Tab. 17</b>	<b>Model PK pro Polsko vyjádřený inverzní nezaměstnaností a inflací</b>	<b>61</b>
<b>Tab. 18</b>	<b>Ověření klasických předpokladů PK pro Polsko vyjádřeného inverzní nezaměstnaností a inflací</b>	<b>62</b>
<b>Tab. 19</b>	<b>Model PK pro PO vyjádřený nezaměstnaností a první diferencí inflace</b>	<b>63</b>
<b>Tab. 20</b>	<b>Ověření klasických předpokladů modelu PK pro Polsko vyjádřeného nezaměstnaností a první diferencí inflace</b>	<b>63</b>
<b>Tab. 21</b>	<b>Model PK pro Polsko vyjádřený nezaměstnaností a neočekávanou inflací</b>	<b>65</b>
<b>Tab. 22</b>	<b>Ověření klasických předpokladů modelu PK pro SR vyjádřeného nezaměstnaností a neočekávanou inflaci</b>	<b>65</b>
<b>Tab. 23</b>	<b>Model PK pro PO vyjádřený cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací</b>	<b>68</b>
<b>Tab. 24</b>	<b>Ověření klasických předpokladů modelu PK pro Polsko vyjádřeného cyklickou nezaměstnaností a neočekávanou inflací</b>	<b>68</b>
<b>Tab. 25</b>	<b>Model Phillipsovy křivky pro Maďarsko vyjádřený inverzní nezaměstnaností a inflací</b>	<b>70</b>
<b>Tab. 26</b>	<b>Ověření klasických předpokladů Phillipsovy křivky pro Maďarsko vyjádřeného inverzní nezaměstnaností a inflací</b>	<b>71</b>
<b>Tab. 27</b>	<b>Model PK pro Maďarsko vyjádřený nezaměstnaností a první diferencí inflace</b>	<b>72</b>
<b>Tab. 28</b>	<b>Ověření klasických předpokladů modelu PK pro MA vyjádřeného nezaměstnaností a první diferencí inflace</b>	<b>73</b>
<b>Tab. 29</b>	<b>Model Phillipsovy křivky pro Maďarsko vyjádřený nezaměstnaností a neočekávanou inflací</b>	<b>74</b>
<b>Tab. 30</b>	<b>Ověření klasických předpokladů modelu PK pro ČR vyjádřeného nezaměstnaností a neočekávanou inflaci</b>	<b>75</b>

# **Přílohy**



## A Zdrojová data

Rok	Maďarsko		Polsko	
	Inflace	Nezaměstnanost	Inflace	Nezaměstnanost
1981	4,511	0,232	21,207	.
1982	7,016	0,154	100,830	.
1983	6,403	0,173	22,118	.
1984	8,651	0,117	75,649	.
1985	7,007	0,041	15,107	.
1986	5,292	0,212	17,793	.
1987	8,682	0,315	25,230	.
1988	15,788	0,463	60,200	.
1989	16,950	0,531	251,100	.
1990	28,970	2,082	585,800	6,300
1991	34,234	8,415	70,300	11,800
1992	22,950	9,303	43,000	13,600
1993	22,451	11,290	35,300	16,400
1994	18,866	10,118	32,200	11,400
1995	28,303	10,170	27,875	13,341
1996	23,428	9,886	19,900	12,343
1997	18,314	8,731	14,900	11,246
1998	14,175	7,100	11,800	10,576
1999	10,031	6,500	7,300	13,133
2000	9,781	6,000	10,100	16,087
2001	9,156	5,600	5,500	18,242
2002	5,262	5,900	1,900	19,934
2003	4,648	5,500	0,842	19,643
2004	6,780	6,300	3,492	18,974
2005	3,551	7,200	2,133	17,745
2006	3,878	7,530	1,033	13,843
2007	7,935	7,454	2,492	9,604
2008	6,066	7,865	4,217	7,119
2009	4,209	10,096	3,450	8,169
2010	4,881	11,251	2,583	9,635
2011	3,957	11,116	4,267	9,632
2012	5,706	11,071	3,700	10,088
2013	1,726	10,237	0,900	10,328
2014	-0,200	7,765	-0,025	8,988
2015	-0,100	6,854	-0,933	7,498
2016	0,500	6,652	-0,238	6,945

Rok	Česká republika		Slovenská republika	
	Inflace	Nezaměstnanost	Inflace	Nezaměstnanost
1993	.	.	.	12,700
1994	.	.	13,464	14,600
1995	.	4,000	9,905	13,700
1996	8,767	3,900	5,773	12,600
1997	8,594	4,775	6,026	11,882
1998	10,702	6,479	6,693	12,700
1999	2,103	8,756	10,464	16,483
2000	3,801	8,824	12,168	18,875
2001	4,677	8,166	7,142	19,450
2002	1,878	7,313	3,483	18,817
2003	0,114	7,812	8,426	17,700
2004	2,775	8,321	7,453	18,333
2005	1,843	7,927	2,783	16,358
2006	2,543	7,148	4,263	13,458
2007	2,862	5,320	1,898	11,233
2008	6,339	4,392	3,947	9,583
2009	1,033	6,662	0,930	12,117
2010	1,464	7,279	0,696	14,483
2011	1,929	6,711	4,082	13,692
2012	3,294	6,978	3,738	13,983
2013	1,419	6,953	1,461	14,258
2014	0,353	6,108	-0,099	13,217
2015	0,332	5,045	-0,341	11,467
2016	1,026	4,693	0,161	10,384

**B**



## **C Seznam znakových stylů**