

# Vysoká škola Ekonomická v Praze

## Fakulta Informatiky a Statistiky

**Studijní program:** KVANTITATIVNÍ METODY V EKONOMICE

**Studijní obor:** STATISTICKO-POJISTNÉ INŽENÝRSTVÍ



### DIPLOMOVÁ PRÁCE

#### **Phillipsova křivka z pohledu analýzy časových řad v České republice a Německu**

*Autor:*

Bc. Ondřej KRÁL

*Vedoucí:*

doc. Ing. Markéta ARLTOVÁ Ph.D.

Akademický rok 2016/2017

# Prohlášení

Prohlašuji, že jsem diplomovou práci vypracoval samostatně a na základě literatury a pramenů uvedených v seznamu použité literatury.

V Praze dne 22. Června 2017

.....  
Ondřej Král

# **Poděkování**

Především bych chtěl poděkovat doc. Ing. Markétě Arltové, Ph.D za možnost psaní zajímavého tématu, za její neocenitelné rady a konzultace v průběhu práce. Času, který mi věnovala v průběhu psaní práce si velice vážím a jsem za něj vděčný. Dále bych rád poděkoval rodině, která mě vždy podporovala při studiu.

# Abstrakt

Fiskální a monetární politika státu se dlouhou dobu opírá o teorii, která nebyla od svého vzniku oficiálně prokázána ani vyvrácena. Současná podoba Phillipsovy křivky prošla výraznou obměnou, ale její relevantnost je stále nejasná. Diplomová práce se zabývá ověřením vzájemného vztahu inflace a nezaměstnanosti v zemích České republiky a Německa v posledních dvaceti letech. Platnost teorie je testována pokročilou analýzou časových řad v programu R. Otestujeme každou z proměnných což eskaluje k otestování vzájemného vztahu mezi časovými řadami. Výstupem testování je popis vztahu v každé zemi a porovnání na mezinárodní úrovni. Zde je zjištěno, že dlouhodobý vztah existuje pro obě země. Zatímco pro Českou republiku byl nalezen významný oboustranný vztah, pro Německo je v daném období vztah pouze jednostranný a výrazně slabší.

**Klíčová slova:** Phillipsova křivka, inflace, nezaměstnanost, vícerozměrné časové řady, regresní analýza, Model dynamické regrese, Model korekce chyby, Vektorový autoregresní model

# Abstract

Government fiscal and monetary policy has long been based on the theory that was neither proven nor refuted since its origination. The original form of the Phillips curve has undergone significant modifications but its relevance remains questionable. This thesis examines the correlation between inflation and unemployment observed in the Czech Republic and Germany over the last twenty years. The validity of the theory is tested by advanced methods of time series analysis in the R environment. All the variables are gradually tested which results in the assessment of the correlation between the time series. The outcome of the testing is presented for both countries and a comparison at international level is drawn. It is discovered that both of the countries have dependencies in their data. Czech republic has significant dependency in both ways, for Germany is the dependency significantly weaker and only in one way

**Key words:** Phillips curve, inflation, unemployment,multivariate time series, regression analysis, Autoregressive distributed lag (ADL) model, Error correction (EC) model, Vector autoregressive (VAR) model

# Obsah

<b>1</b>	<b>Úvod</b>	<b>7</b>
<b>2</b>	<b>Phillipsova křivka</b>	<b>9</b>
2.1	Historie Phillipsovy křivky . . . . .	9
2.1.1	Původní mzdová Phillipsova křivka . . . . .	9
2.1.2	Silné a slabé stránky Phillipsovy křivky . . . . .	12
2.1.3	Míra inflace . . . . .	15
2.1.4	Míra nezaměstnanosti . . . . .	16
<b>3</b>	<b>Analýza časových řad</b>	<b>19</b>
3.1	Popis a rozbor dat České Republiky . . . . .	20
3.1.1	Sezónnost časových řad . . . . .	21
3.1.2	Stacionarita . . . . .	23
3.1.3	Kointergace časových řad . . . . .	26
3.1.4	Test exogeneity . . . . .	29
3.1.5	Vektorový autoregresní model . . . . .	36
3.1.6	Model autoregresních rozdělení . . . . .	40
3.2	Popis a rozbor dat Německa . . . . .	42
3.2.1	Sezónnost časových řad . . . . .	43
3.2.2	Stacionarita . . . . .	44
3.2.3	Test Exogeneity . . . . .	46
3.2.4	Vektorový autoregresní model . . . . .	48
3.2.5	Model autoregresních rozdělení . . . . .	49
3.3	Závěr . . . . .	51

# Kapitola 1

## Úvod

Aplikace fiskální a monetární politiky není už tak populární jako v šedesátých a sedmdesátých letech dvacátého století, ale přesto jsou zásahy státu do ekonomiky více než běžné. Tyto zásahy slouží hlavně ke krátkodobému ovlivnění situace, a to jak z důvodu získání hlasů voličů, tak z důvodu usměrnění makroekonomických agregátů k dosažení stabilního vývoje. Pod pojmem stabilní si lze představit nízkou nezaměstnanost, konstantní hodnotu peněz a růst ekonomiky. Jak ale dosáhnout ideálního vývoje všech agregátů?

Dlouhodobým sledováním míry inflace a míry nezaměstnanosti vznikla teorie nazývaná Phillipsova křivka, která nabízí jako nástroj hospodářské politiky substituci mezi mírou inflace a mírou nezaměstnanosti. Zatímco nízká míra inflace, tedy stabilita hodnoty úspor je držena centrálními bankami pomocí monetární politiky, potlačení vysoké míry nezaměstnanosti je v rukou státu. V současné době růstu ekonomiky se západní země s vysokou nezaměstnaností nepotýkají, ale lze si vzpomenout na rok 2008, kdy se z důvodu finanční krize rozvinula vysoká nezaměstnanost a stal se z toho celosvětový problém. Diplomová práce se detailně věnuje inflaci a nezaměstnanosti za posledních dvacet let a cílem práce je potvrdit dlouhodobý inverzní vztah mezi těmito ukazateli v České republice a Německu. Výsledky budou vyhodnoceny jednak pro každou zemi samostatně a následně pro obě země společně. S podobně stanoveným cílem zkoumalo Phillipsovou křivku od jejího vzniku nesčetné množství autorů s větším či menším úspěchem. S jistotou lze říci, že nikdy nebyl publikován výsledek, který by dlouhodobou závislost mezi inflací a nezaměstnaností plně prokázal či vyvrátil.

V práci bude zkoumán vliv nezaměstnanosti na inflaci a vice versa. K tomu budou využity pokročilé metody pro analýzu časových řad za pomoci statistického softwaru.

Diplomovou práci, která je analytického charakteru, lze rozdělit do dvou hlavních kapitol. První kapitola se věnuje Phillipsově křivce a jejímu vývoji od počátků šedesátých let minulého století až do její moderní podoby. V této kapitole je vysvětlena její přidaná hodnota při tvorbě hospodářské politiky a z jakého důvodu jsou zásahy státu dlouhodobě neudržitelné. Druhá kapitola se dělí na dvě podkapitoly. Po teoretickém úvodu do problematiky analýzy časových řad je provedena analýza dat nejprve pro Českou republiku a poté pro Německo. Pro analýzy byly využity čtvrtletní časové řady inflace a nezaměstnanosti od prvního čtvrtletí roku 1993 do čtvrtého čtvrtletí roku 2016. Časové řady byly získány z datového zdroje *trading economics*. Každá časová řada prošla množstvím testů a očištěování, aby byl výsledný model plně relevantní (Phillips 1958). Testování proběhlo v programu R, kdy přiložené výstupy jsou z toho programu získány vlastním skriptem. Práce přispívá k prohloubení znalostí dané problematiky v České republice. Vzhledem k rozdílné historii obou zemí a silné ekonomické závislosti České republiky na Německu, bude důležité porovnat výsledky obou zemí a vyhodnotit, zda jsou ukazatele dlouhodobě podobné. V modelu budou aplikována různá zpoždění časových řad, aby byl co nejpřesněji zachycen vzájemný vztah obou makroekonomických indikátorů.

# Kapitola 2

## Phillipsova křivka

### 2.1 Historie Phillipsovy křivky

Je tomu více než šedesát let, co novozélandský ekonom Wiliam Phillips napsal článek „Vztah mezi nezaměstnaností a rychlostí změny mzdových sazob ve Spojeném království, 1861 – 1957“<sup>1</sup> (Phillips, 1958), kde vysvětlil inverzní vztah mezi nezaměstnaností a rychlostí změny v mzdových sazbách. O dva roky později se dvojice Paul Samuelson a Robert Solow začala zajímat o téma Phillipsovy práce a napsala článek „Analytické aspekty protiinflační politiky“<sup>2</sup> (Samuelson, Solow, 1960), kde autoři definovali vztah mezi nezaměstnaností a inflací. Krátce po vydání článku se k této hypotéze snesla kritika, nejvíce v šedesátých a sedmdesátých letech dvacátého století ve Spojených státech.

#### 2.1.1 Původní mzdová Phillipsova křivka

Teorie Williama Phillipse byla jednoduše založena na modelu rovnováhy poptávky a nabídky. Myšlenka, která stála za budoucím vývojem této práce, byla založena na úvaze, že poptávka po práci by měla mít sílu změnit mzdovou sazbu. „*Pokud je vysoká poptávka po práci, tedy na trhu je málo lidí, kteří můžou nabídnout svoji pracovní sílu, pak očekáváme nárůst mzdových sazob. Každá firma, každá fabrika,*

---

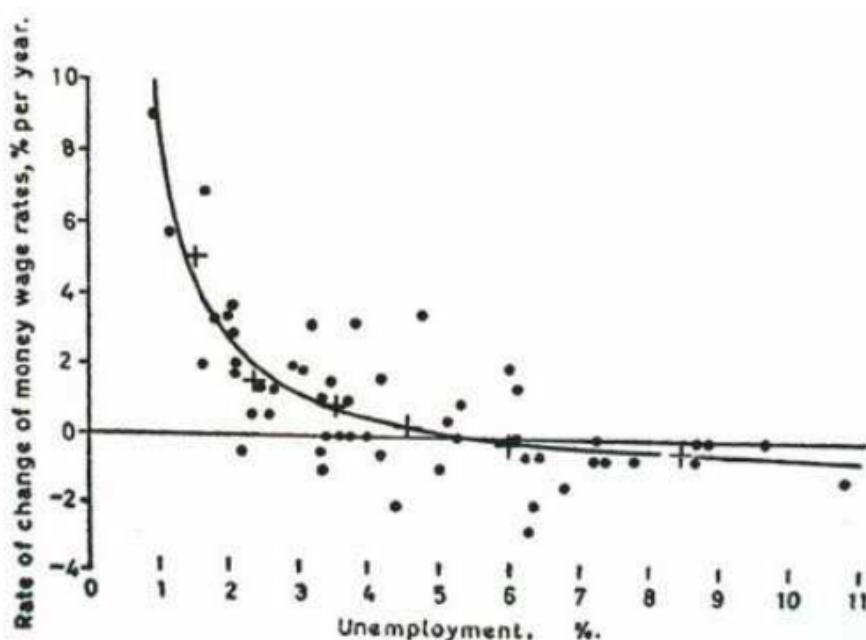
<sup>1</sup>orig: "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom"

<sup>2</sup>orig: " Analytical aspects of anti-inflationary policy"

*nabízí více a více peněz, aby nalákala pro svoji potřebu ty nejlepší pracovníky, které může za danou částku dostat.“* (Phillips, 1958) Z této úvahy lze odvodit i opačnou situaci, kdy je na trhu přebytek pracovní síly. Pokud se tyto úvahy shrnou, pak lze očekávat, že mezi nezaměstnaností a pohyby mzdové sazby by měl být inverzní vztah. Phillips zkoumal, zda existuje korelace mezi mírou nezaměstnanosti a mírou růstu mzdových sazeb na historických pozorování Velké Británie za období více než sto let. Zkoumané období rozdělil na tři konjunkční intervaly o různých délkách, které dále podrobně analyzoval.

V levé části na obrázku 2.1 lze vidět strmý pokles Phillipsovy křivky. Z toho vyplývá,

Obrázek 2.1: Philipsova křivka pro Velkou Británii v letech 1861 až 1913

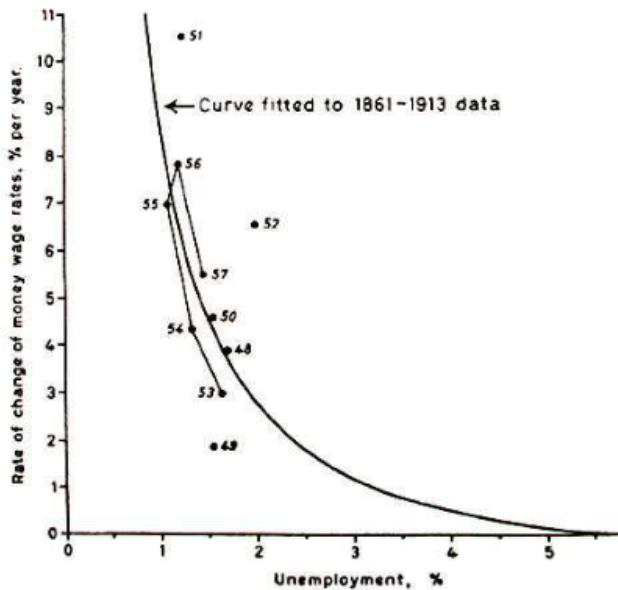


Zdroj: Phillips (1958), s. 285

že relativně malé snížení míry nezaměstnanosti vede k výraznému nárůstu míry mzdové sazby. Na druhé straně obrázku je situace jiná. Výrazné změna míry mzdové sazby vyvolá pouze malou změnu míry nezaměstnanosti. Phillipsova křivka protíná osu x v hodnotě 5,5 procenta, což značí, že v daném období byla při této míře nezaměstnanosti nulová inflace.

Obrázek 2.2 reprezentuje poválečného období. Lze zde porovnat rozdíly oproti obrázku 2.1, například zde Phillipsova křivka neprotíná osu x. To je způsobeno

Obrázek 2.2: Philipsova křivka pro Velkou Británii v letech 1948 až 1957



Zdroj: Samuelson-Solow (1960), s. 192

především nepružností mezd po druhé světové válce směrem dolů.

Kolem roku 1960 se Phillipsovým problémem zabývali mimo jiných převážně Paul A. Samuelson a Robert M. Solow. Tito dva ekonomové rozvíjeli Phillipsovou teorii na datech Spojených států. Přestože dvojice pokračovala v řešení Phillipsovy myšlenky jako takové, brzy se uchýlili k nahrazení změn mzdových sazeb inflací. Tomuto vztahu se v dnešní době říká Novokeynesiánská Phillipsova křivka nebo Modifikovaná Phillipsova křivka. Na trhu práce ve Spojených státech panovala větší flexibilita, co se týče mezd, a proto na obrázku 3 lze pozorovat výrazně strmější křivku.

Teorie, kterou Samuelson se Solowem publikovali jako modifikovanou Phillipsovou křivku, říkala, že si vláda může koupit nižší nezaměstnanost tím, že do ekonomiky pustí více peněz a přijme vyšší inflaci. Tímto se Phillipsova křivka stala jedním z důležitých nástrojů při tvorbě hospodářské politiky. Je to způsobeno aplikací monetární a fiskální politiky – je známo, že tyto zásahy státu ovlivňují agregátní poptávku a tím zvyšují mzdy a ceny v celé ekonomice; vláda si tedy může vybrat, jaký bod na křivce chce dosáhnout, a svými akty volí mezi inflací a nezaměstnaností. Tento inverzní vztah, volba mezi vyšší nezaměstnaností nebo vyšší inflací (anglicky trade-off), byl často využíván v šedesátých a sedmdesátých letech minulého století.

## 2.1.2 Silné a slabé stránky Phillipsovy křivky

Silná stránka Phillipsovy křivky, a to jak z ekonomického, tak statistického pohledu, je v zachycení důležitého vztahu mezi nezaměstnaností a inflací. Na druhou stranu slabou stránku křivky představuje chybějící teoretický základ.

Nad Phillipsovou křivkou se snáší mnoho kritiky, a to hlavně kvůli nedostatku teoretického zázemí. Jeden z největších kritiků Phillipsova konceptu byl Robert E. Lucas (1981) v článku „*Econometric policy evaluation: A CRITIQUE*“<sup>3</sup>, kde říkal, že nezahrnutí životních nákladů při změně povolání je fatální nedostatek zkreslující celou myšlenku. Lucas dále uvádí, že křivka může být stabilní pouze v obdobích, která jsou kratší než třicet let, vzhledem k monetární politice státu, finančním krizím a dalším ukazatelům, které narušují konstantní průběh a výrazně navýšují rozptyl v časové řadě. Lucas ve své publikaci nabídl testy, které prokazují nestabilitu v delších časových pásmech.

Další z kritiků Phillipsovy křivky byl v článku „*The Role of Monetary Policy*“ Milton Friedman (1968), který kritizoval absenci racionálního inflačního očekávání a očekávání na trhu práce. Uvádí: „*existuje vždy dočasná substituce mezi inflací a nezaměstnaností, neexistuje stálá substituce. Dočasná substituce pramení nikoliv z inflace samotné a z neočekávané inflace, což obecně znamená z rostoucí míry inflace.*“ (Friedman, 1968, s. 11) Dále upozorňoval, že držení produktu ekonomiky nad potenciálním produktem vede k situaci, kdy lépe informovaní a racionální zaměstnanci reagují pouze na změnu reálné mzdy, což má za následek výrazně větší růst nominální mzdy. Tento krok ovšem vede k růstu nezaměstnanosti.

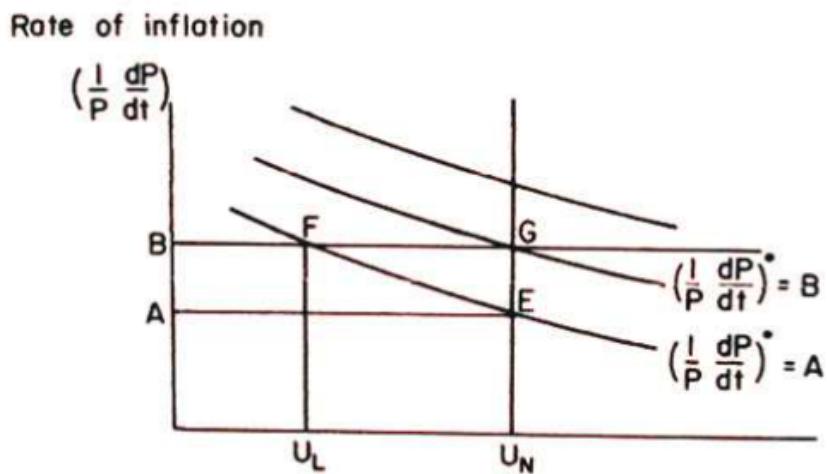
Ve stejné době jako Friedman svojí teorii rozvíjel americký ekonom Emunde Phellps ve své práci „*Money-Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium*“ (1967). Přestože on i Friedman pracovali naprosto nezávisle, došli ke stejnemu závěru. Oba viděli jako elementární nedostatek to, že podle teorie Phillipsovy křivky je současně inflace závislá na nezaměstnanosti. Oni si ovšem představovali současnou inflaci jakou funkci dvou proměnných, a to nezaměstnanosti a inflačních očekávání. Oba vycházeli z ekonomické teorie, kdy racionální subjekt upravuje svoje očekávání na základě minulého vývoje.

---

<sup>3</sup>Pro více informací: [http://people.sabanciuniv.edu/atilgan/FE500\\_Fall2013/2Nov2013/\\_CevdetAkcay/LucasCritique\\_1976.pdf](http://people.sabanciuniv.edu/atilgan/FE500_Fall2013/2Nov2013/_CevdetAkcay/LucasCritique_1976.pdf)

Friedmanovo (1977, s. 451-472) pojetí křivky lze vidět na obrázku 2.3. Dlouhodobé ekvilibrium se nachází v bodě E. Zvýšení agregátní nabídky vede k růstu nominálních mezd a cen. Růst cen firmy vidí jako růst poptávky a začnou nabírat více pracovníků, to vede k růstu nominálních mezd. Obyčejný pracovník nedokáže odlišit růst nominálních mezd od reálných, vidí to pouze jakou nárůst mzdy a na trhu práce se bude nabízet více jednotek práce. Celý tento proces vede k tomu, že poklesne nezaměstnanost a společně s nominálními mzdou vzroste inflace (posun do bodu F). Časem si zaměstnanci i zaměstnavatelé uvědomí, že reálné ukazatele jsou konstantní, a situace se vrací do bodu E.

Obrázek 2.3: Krátkodobá a dlouhodobá Phillipsova křivka



Zdroj: Friedman (1977), s. 457

Z Friedmanovy spolupráce s americkým ekonomem Emundem Phellpsem vznikla teorie, která rozděluje Phillipsovou křivku na krátkodobou a dlouhodobou. Dokázali, že dlouhodobě není možné ovlivnit inflaci a nezaměstnanost, což mělo silný dopad na hospodářské plánování a na fiskální a monetární politiku jako takovou. Zabudováním inflačních očekávání do modelu došlo k vyvrácení keynesiánské teorie o udržování nízké nezaměstnanosti na úkor inflace.

Rozdělení na krátkodobou a dlouhodobou Phillipsovou křivku je založeno na předpokladu přirozené míry nezaměstnanosti, dnes označená jako NAIRU<sup>4</sup>. Phelps ji definuje jako „míra, při které je zvýšení skutečné a očekávané cenové hladiny nebo

<sup>4</sup>non-accelerating inflation rate of unemployment

*růstu mezd stejné – nezávisle na míře inflace.*“ (Phelps, 1968, s. 682) Friedmanova hypotéza předpokládá, že NAIRU je unikátní úroveň míry nezaměstnanosti při stabilní úrovni míry inflace. Z pohledu založeném na této úvaze Friedman předpokládal, že není možné, aby zásahy vládních institucí byly schopné zaměňovat inflaci za nezaměstnanost v dlouhodobém horizontu. Vzhledem k předpokladu, že inflace zůstává přibližně stabilní v krátkém období, Friedman předpokládal negativní vztah s nezaměstnaností. Ovšem v delším časovém intervalu se nezaměstnanost bude blížit hladině NAIRU bez ohledu na hladinu inflace.

Pro lepší pochopení daného tématu si lze představit nezaměstnanost na přirozené míře a reálnou mzdu jako konstantní. Na trhu práce se očekává, že podle hladiny inflace budou pracovníci očekávat stejně velký nárůst nominálních mezd, aby nedošlo k poklesu kupní síly. Jakmile vládní instituce začne aplikovat monetární politiku z důvodu snížení nezaměstnanosti, lze očekávat pokles pod přirozenou míru nezaměstnanosti a tím nárůst poptávky na trhu práce, který vede ke zvýšení mezd. V této situaci se ekonomika nachází v takzvané peněžní iluzi, což znamená, že pracovníci si neuvědomují nárůst cen a vidí pouze nárůst své nominální mzdy. Tím vede monetární politika ke krátkodobému poklesu nezaměstnanosti na trhu práce, protože více lidí je ochotno jít pracovat vzhledem k nárůstu nominálních mezd. Peněžní iluze působí jako nárůst kupní síly ovšem situace je reálně opačná. Růst nominálních mezd je nižší než růst inflace, tedy kupní síla reálně naopak klesá. V dlouhém časovém období se reálná mzda vrací na původní hladinu a stejně tak nezaměstnanost roste na svoji přirozenou míru. Naopak hladina inflace a nominální mzdy zůstávají na svém novém optimu. Čím dříve si zaměstnanci uvědomí peněžní iluzi, tím dříve se reálné hodnoty vrátí na své původní optimum a tím menší budou bubliny<sup>5</sup> vyvolané monetární a fiskální politikou.

Důsledkem je, že krátkodobá Phillipsova křivka je totožná s původní myšlenkou Wiliama Phillipse, kterou lze vyjádříme podle (Friedman, 1968) jako

$$\pi_\tau = \pi_t^e + (\mu + z) - \alpha u_\tau, \quad (2.1)$$

kde  $\pi_\tau$  značí inflaci definovanou jako míru změny cen z minulého na současný

---

<sup>5</sup>Jako bublinu zde předpokládáme uměle vyvolanou situaci na trhu, která ovlivňuje racionální uvažujícího jedince v jeho rozhodnutích a narušuje rovnovážné optimum.

rok, hodnota  $\pi_t^e$  značí odpovídající očekávanou míru inflace,  $\mu$  je obchodní rozpětí definované firmou,  $z$  pokrývá ostatní faktory které ovlivňují nezaměstnanost.  $u_\tau$  je nezaměstnanost v daném období a  $\alpha$  značí konstantu která je větší než nula.

V době, kdy tato teorie vznikala, se inflace ve Velké Británii pohybovala blízko k nule, tedy Phillips očekával, že očekávána inflace v příštím roce bude také blízko nule. Za předpokladu, že  $\pi_t^e = 0$  se dosazením do předechozí rovnice 2.1 získá

$$\pi_\tau = (\mu + z) - \alpha u_\tau, \quad (2.2)$$

tj. krátkodobá Phillipsova křivka, která je zobrazena na obrázku 2.1. Jak již bylo řečeno, podle Friedmanova se krátkodobý vztah dlouhodobě neudrží a v dlouhém období lze očekávat nezaměstnanost nezávislou na inflaci jako na obrázku 2.3. Horizontální přímka ukazuje hodnotu přirozené míry nezaměstnanosti.

### 2.1.3 Míra inflace

Inflace je definovaná jako míra zvyšující se úrovně cen zboží a služeb, naopak deflace je míra snižující se úrovně cen. V případě inflace ztrácí měnová jednotka svou kupní sílu v čase. Jednou z důležitých otázek je, jak inflaci měřit. Jedním z nejvyužívanějších přístupů je index spotřebitelských cen (ISC). ISC je měřítkem průměrné úrovně cen zboží a služeb spotřebovaných průměrnou domácností v dané oblasti. Index měří změnu cenové hladiny pro stejnou skupinu zboží a služeb mezi dvěma obdobími. ISC je spíše brán jako relativní měřítko a nelze ho považovat jako přesnou měrnou jednotku cenových změn, nevychází v jednotkách dané země, ale velice často se porovnává proti jedné referenční hodnotě (například rok 2010). Existuje několik hlavních problémů souvisejících s hodnocením ISC. Aby byla zajištěna srovnatelnost mezi jednotlivými roky, musí se používat stejné jednotky zboží a služeb. Spotřební koš zboží a služeb však není dlouhodobě konstantní, ale postupně se mění v čase spolu s proměnlivou strukturou spotřeby obyvatelstva, preference lidí jsou různé a ekonomika vyrábí podle poptávky na trhu zboží a služeb. Je tedy jasné, že ekonomika vyráběla jiné zboží před třiceti lety, než vyrábí nyní

Index spotřebitelských cen je obvykle měřen národním statistickým úřadem. V různých zemích se lze setkat s různými metodami pro výpočet ISC, což je způsobeno různorodostí definovaných košů. Vzhledem k tomu, že tento problém komplikuje

srovnatelnost jednotlivých zemí, používá se pro mezinárodní analýzu takzvaný harmonizovaný index spotřebitelských cen, který obsahuje náklady na jídlo, nápoje, lékařskou péči, vzdělání, telekomunikace a další služby. Často se lze setkat v koší s náklady na bydlení. Inflace se pak počítá jako procentuální změna ISC z jednoho období na druhé, jak lze vidět v následující rovnici

$$ISC = \frac{ISC_t - ISC_{t-1}}{ISC_{t-1}}. \quad (2.3)$$

**Proč se měří inflace** Vysoká nebo nepředvídatelná inflace může mít za následek negativní dopad na ekonomiku státu. Deformuje dlouhodobé plány v hospodářství a vyvolává nejistotu ohledně budoucí reálné hodnoty peněz. Vysoká inflace odrazuje investory od investic a narušuje plány finančním firmám ohledně penzijních fondů a jiných spořících účtů. Jasně očekávání vývoje inflace je důležitá informace pro správné rozdělení investičního portfolia.

#### 2.1.4 Míra nezaměstnanosti

*”Zdrojem ke zpracování měsíčních údajů o zaměstnanosti a nezaměstnanosti jsou data z Výběrového šetření pracovních sil (VŠPS). Z několika možností, které jsou k dispozici pro zpracování měsíčních odhadů ze čtvrtletního šetření, byl vybrán upravený regresní kompozitní odhad používaný pro měsíční výpočet dat ve VŠPS. Tento model je založen na odhadu, který lze použít pro opakování průzkumu s částečně překrývajícími vzorky. Obecně nevýhodou měsíčních výstupů je nulové překrytí v rámci mezi-měsíčního srovnání, ve VŠPS však existuje mezi-čtvrtletní a meziroční překrytí. To umožňuje zvýšení stability měsíčních výsledků v čase. Český model rotace ve VŠPS používá vzorek v průzkumu pětkrát po dobu 15 měsíců (5 čtvrtletí). Z rotačního schématu vzniká přibližně 80% překrytí vzorku mezi čtvrtletími, čímž se definuje trend.”*(czso.cz, 2013)

Základem pro odhad jsou zjištěná měsíční data v rámci referenčního období pro daný měsíc. Referenční měsíční období obvykle zahrnuje všechny referenční týdny, v nichž alespoň jeden den je součástí daného referenčního měsíce.

*Pro trendové porovnání se konstruuje subpopulace, která zahrnuje ty samé osoby,*

Tabulka 2.1: Rotační schéma z Výběrového šetření pracovních sil

Období šetření	Období zařazení											
1. čtvrtletí 2012	a5	b4	c3	d2	e1							
2. čtvrtletí 2012		b5	c4	d3	e2	f1						
3. čtvrtletí 2012			c5	d4	e3	f2	g1					
4. čtvrtletí 2012				d5	e4	f3	g2	h1				
1. čtvrtletí 2013					e5	f4	g3	h2	i1			
2. čtvrtletí 2013						f5	g4	h3	i2	j1		
3. čtvrtletí 2013							g5	h4	i3	j2	k1	
4. čtvrtletí 2013								h5	i4	j3	k2	l1

Zdroj:Český statistický úřad

které byly šetřeny v předchozím a zároveň jsou šetřeny ve čtvrtletí současném. Ke stabilitě odhadu se využívá pomocné proměnné ekonomický status, a mezičtvrtletní změna v zaměstnanosti a nezaměstnanosti tak ovlivňuje výsledné váhy v měsíčním vzorku. Pozorovány jsou informace o předchozím stavu před třemi měsíci za osoby v překrývající rotační skupině a ty slouží jako pomocné proměnné v kalibraci. Kalibrace vah je prováděna standardně na demografické proměnné (kraj, pohlaví, věková skupina). V této metodě odhadu je dále vyvinuta úprava již upravených trendových dat o faktor úrovně, který v druhém kroku upravuje výsledné váhy pro dané čtvrtletí.“ (czso.cz,2013)

Tabulka 2.2: Rozpis referenčního období pro měsíční zpracování v roce 2013

Měsíc	Referenční týden	Délka období
Leden	1 – 5	5 týdnů
Únor	5 – 9	5 týdnů
Březen	9 – 13	5 týdnů
Duben	13 – 18	6 týdnů
Květen	18 – 22	5 týdnů
Červen	22 – 26	5 týdnů
Červenec	26 – 31	6 týdnů
Srpen	31 – 35	5 týdnů
Září	35 – 40	6 týdnů
Říjen	40 – 44	5 týdnů
Listopad	44 – 48	5 týdnů
Prosinec	49 – 52	5 týdnů

Zdroj: Český statistický úřad

**Proč se měří nezaměstnanost** Nezaměstnanost je jedním ze základním ukazatelů makroekonomie, kde vstupuje do ekonomických modelů jako významný ukazatel. Nejen, že výrazný nárůst míry nezaměstnanosti vede k destabilizaci trhu, navíc vyvolává nespokojenost v populaci. Nezaměstnanost je velice důležitá při politické popularizaci a její hodnoty často slyšíme jako vyhodnocení politické úspěšnosti vládnoucí strany.

# Kapitola 3

## Analýza časových řad

V následující části práce jsou představeny postupy a kalkulace, které si kladou za cíl empiricky dokázat popsanou ekonomickou teorii Phillipsovy křivky. Historicky se už mnoho akademiků pokusilo tuto teorii jednoznačně vyvrátit či prokázat, ovšem unikátní vlastnosti každé časové řady ukazují, že jednostranný závěr nelze vynést. Zde následuje snaha potvrdit tuto teorii na vybraných časových řadách České republiky a Německa.

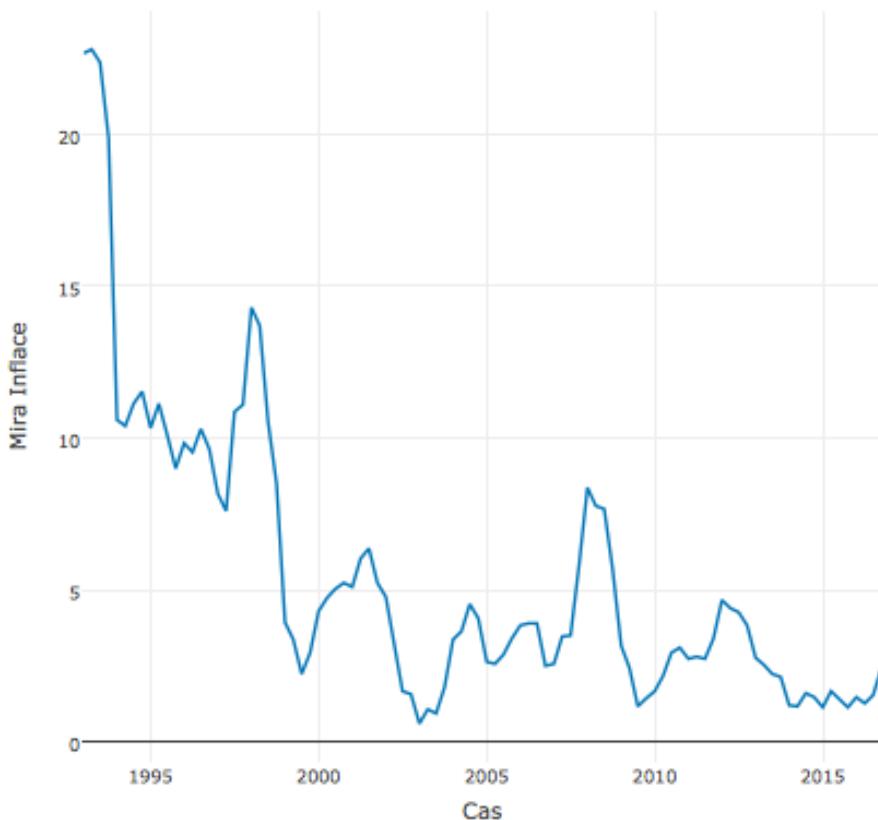
### Časové řady

Modely časových řad jsou hojně užívané metody zobrazování vývoje proměnných v čase. Tyto modely se dělí do dvou skupin, a to na jednorozměrné a vícerozměrné. Jednorozměrné modely časových řad se používají pro odhad budoucího vývoje individuálních časových řad, jako zástupce této skupiny modelů lze uvést autoregresní integrovaný model klouzavých průměrů (ARIMA model). Vícerozměrné modely časových řad jsou složeny z více než jednoho ukazatele. Používají se v situaci, kdy je potřeba vyjádřit vztah mezi jednotlivými časovými řadami. Touto problematikou se bude zabývat zbytek práce. Jak je známo z teorie v předchozí části diplomové práce, Phillips předpokládal dlouhodobou závislost mezi nezaměstnaností a inflací.

### 3.1 Popis a rozbor dat České Republiky

Cílem práce je empirickou analýzou časových řad prokázat výše popsanou ekonomickou teorii v České republice a v Německu. Tyto země byly vybrány z důvodu jejich kooperace, a to jak politické, tak ekonomické. Hlavním úkolem této části bude odhadnout vzájemnou závislost jednotlivých řad a vzniklou závislost popsat. Všechny čtyři časové řady (inflace a nezaměstnanost v České republice, inflace a nezaměstnanost v Německu) jsou čtvrtletní a byly čerpány z datového zdroje Trading Economics.<sup>1</sup> V diplomové práci byla použita čtvrtletní data začínající rokem 1993. Tento rok byl zvolen jako nejzazší společný bod v připraveném datovém souboru. Nejprve je potřeba obě časové řady zobrazit a popsat jejich průběh. Na Obrázku 3.1

Obrázek 3.1: Průběh inflace v České republice od roku 1993 do 2016



Zdroj: vlastní tvorba v plotly R

vidíme průběh inflace. Jsou zde vidět extrémní situace na počátku devadesátých let minulého století, kde hodnoty inflace byly okolo dvaceti procent, což bylo způsobeno

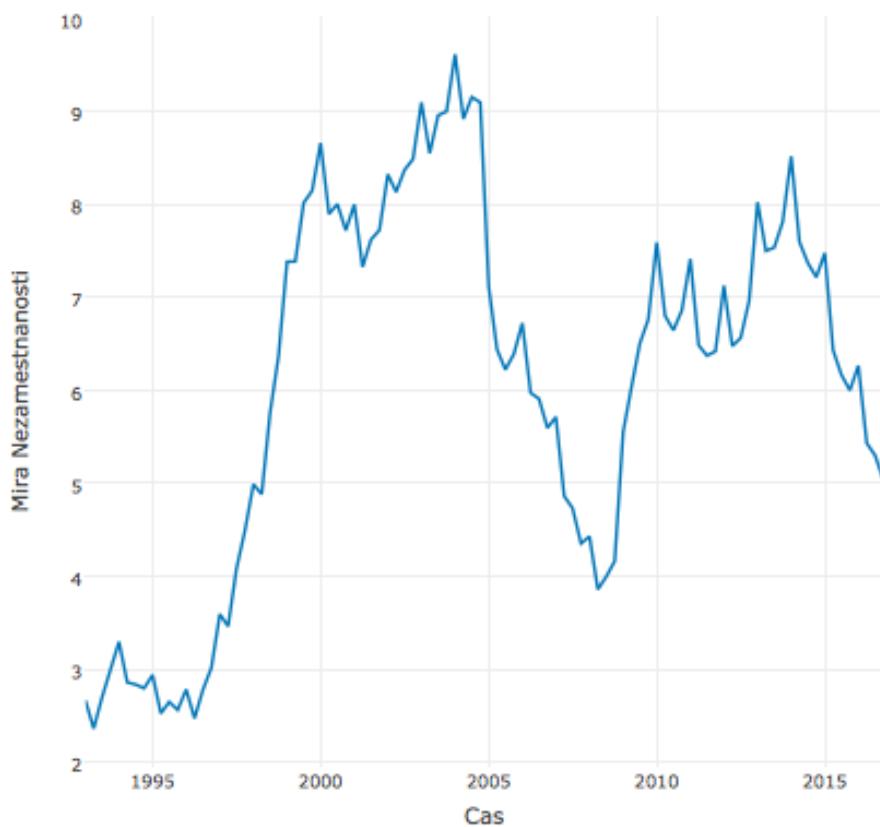
---

<sup>1</sup><https://tradingeconomics.com>

postkomunistickou érou. Dále můžeme pozorovat náhlý nárůst v dobách měnové krize okolo roku 1997 a finanční krize okolo roku 2008. Inflace má v současnosti klesajících trend v celé Evropě.

Na následujícím grafu, obrázek 3.2, můžeme vidět průběh nezaměstnanosti. Už z jednoduchého porovnání obou průběhů vidíme částečnou inverzní závislost. Stejně jako u řady inflace byla nezaměstnanost ovlivněna dvěma krizemi. Vidíme zde výrazný nárůst nezaměstnanosti v roce 1997 a později v roce 2007.

Obrázek 3.2: Průběh nezaměstnanosti v České republice od roku 1993 do 2016



Zdroj: vlastní tvorba v plotly R

Obě časové řady prvně analyzujeme samostatně a pak začneme analyzovat vzájemný vztah. Jako první se budeme věnovat sezónnosti.

### 3.1.1 Sezónnost časových řad

Na základě Arlt, Arltová (2007) lze provést dekompozici časových řad na čtyři složky, které časová řada může, ale nemusí obsahovat. Tyto složky jsou

- trendová složka
- sezónní složka
- cyklická složka
- náhodná složka

Vzhledem k charakteru této práce, se soustředíme na vlastnost periodického kolísání, tedy sezónnosti. Ta se projevuje u krátkodobých časových řad. Jde o pravidelné periodické kolísání hodnot okolo trendu časové řady, které probíhá během kalendářního roku. Způsobují ji např. sezónní práce, které se objevují s příchodem léta. To způsobí výrazný pokles v nezaměstnanosti.

### F-test sezónnosti

Jako nástroj pro testování sezónnosti jsme zvolili program EVIEW. Přítomnost sezonní složky, si můžeme otestovat pomocí F-testu sezonnosti. Nulovou a alternativní hypotézu stanovujeme

$$H_0 : \text{časová řada sezonní složku neobsahuje}$$

$$H_1 : \text{non}H_0$$

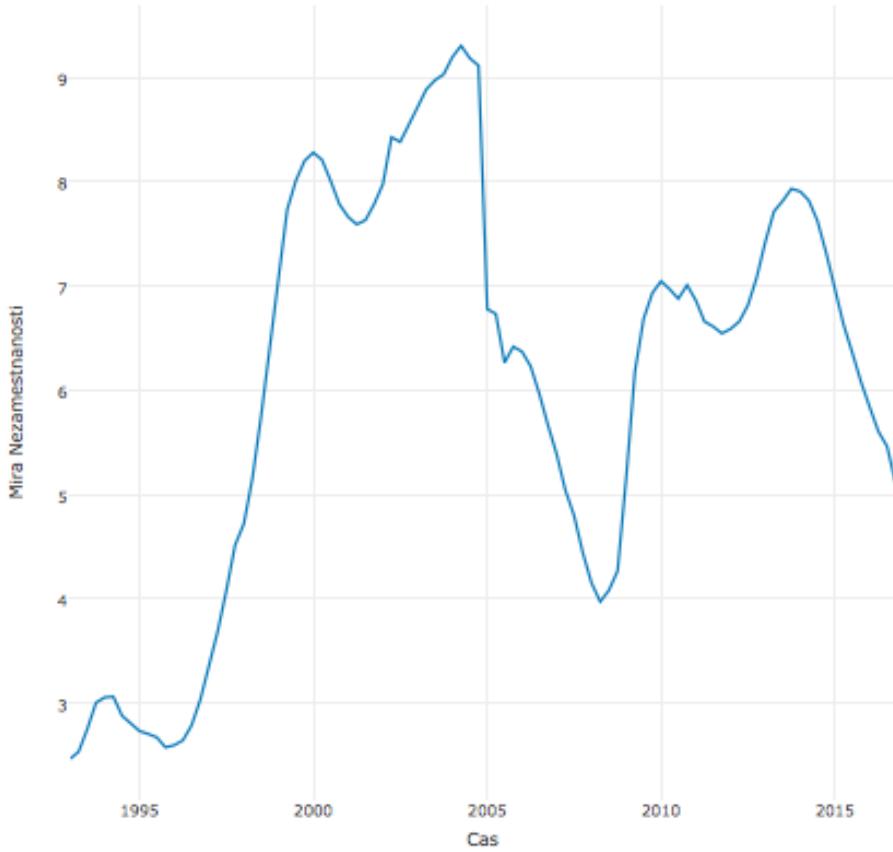
Testové kritérium definujeme jako

$$F = \frac{\frac{\sum_{j=1}^s (\hat{S}I_j - \hat{S}I)^2}{s-1}}{\frac{\sum_{k=1}^r \sum_{j=1}^s (SI_{jt}^* - \hat{S}I_j)^2}{T-s}}, \quad (3.1)$$

kde odhad sezónní a nesystematické složky v roce  $k$  a sezóně  $j$  značíme  $SI_{jt}^*$ ,  $\hat{S}I_j$  je průměrná hodnota sezonní a nesystematické složky v sezóně  $j$  a  $\hat{S}I$  je průměrná hodnota sezonní a nesystematické složky. Pro  $j, \dots, s$ , kde  $s$  je počet sezón a pro  $t = 1, \dots, T$ , kde  $T$  je počet let. Pro F-test sezonnosti máme definujeme kritický obor jako  $F > F_{1-\alpha}(s-1, K-s)$ . Následující tabulka obsahuje výstup pro F-test sezónnosti.

Z výstupu vidíme, že časová řada Inflace neobsahuje sezónní složku, zatímco časová řada nezaměstnanosti ano. Na následujícím obrázku 3.3 vidíme průběh této časové řady už po tom co prošla sezonním očištěním.

Obrázek 3.3: Průběh Nezaměstnanosti v České republice od roku 1993 do 2016, sezónně očištěné



Zdroj: vlastní tvorba v plotly R

### 3.1.2 Stacionarita

V minulé kapitole jsme se ujistili, že obě časové řady neobsahují sezonní složku. Pokud by časové řady tuto složku obsahovaly, vystavovali bychom se riziku zkreslených t-testů. Abychom mohli dále pokračovat s analýzou dat, musíme otestovat, zda data jsou časové řady stacionární. Pro vysvětlení pojmu stacionarita si definujme proměnnou  $Y_t = (y_1, y_2, \dots, y_n)^T$  jako vektor hodnot časové řady. Předpokládáme, že časová řada je stacionární, pokud lze každou náhodnou veličinu charakterizovat základními charakteristikami:

- $E(Y_t) = \mu$
- $\sigma^2 = E(y_t - \mu_t)^2$
- $Cov(Y_t, Y_{t-j}) = E((Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu)^T)$

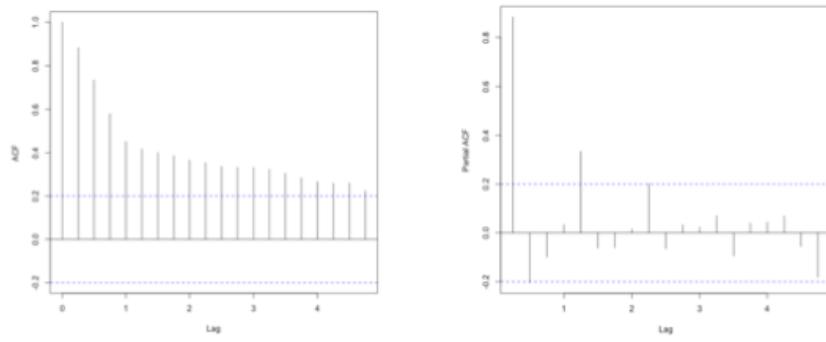
$$\bullet \rho(y_t, y_{t-j}) = \frac{Cov(Y_t, Y_{t-j})}{\sqrt{\sigma_t^2} \sqrt{\sigma_{t-j}^2}}$$

*Stochastický proces je slabě stacionární resp. stacionární v kovariancích, platí-li  $\mu_t = \mu$ ,  $\sigma_t^2 = \sigma_{t-j}$  pro všechna  $t$  a kovarianční a korelační funkce závisí pouze na časové vzdálenosti náhodných veličin.* (Arlt, Arltová 2007)

Pro posuzování a testování stacionarity je více přístupů. Zkušené oko analytika dokáže přibližně posoudit, zda data jsou stacionární či ne. Abychom měli jistotu, tak aplikujeme testy stacionarity.

### Grafické posouzení stacionarity

Obrázek 3.4: ACF a PACF řady inflace pro Českou republiku



Zdroj: vlastní tvorba v R

Prvním ukazatelem, podle kterého můžeme posoudit, zda data jsou stacionární je vyhodnocení autokorelační funkce (ACF) a parciální autokorelační funkce (PACF). „Zatímco ACF nám zobrazuje sílu autokorelace mezi veličinami  $y_t$  a  $y_{t-j}$ , PACF podává informaci o korelaci stejných veličin jako ACF, ovšem očištěnou o vliv pozorování ležící mezi nimi. Parciální autokorelaci se zpožděním  $j$  vyjadřuje parciální regresní koeficient  $\phi_{kj}$  v autoregresi  $k$ -tého řádu

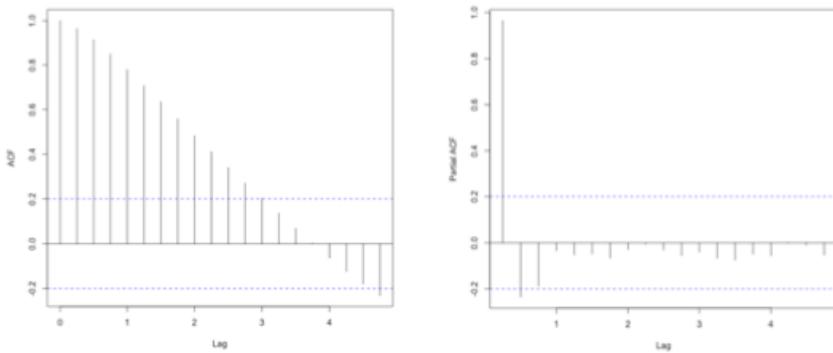
$$y_t = \phi_{k1}y_{t-1} + \phi_{k2}y_{t-2} + \dots + \phi_{kj}y_{t-j} + e_t, \quad (3.2)$$

kde nesystematická složka  $e_t$  je nekorelovaná s veličinami  $y_{t-j}$ .“ (Arlt, Arltová, 2007)

Na obrázku 3.4 můžeme vidět hodnoty ACF a PACF funkce pro časovou řadu inflace. Z těchto grafů můžeme předpokládat, že časová řada bude nestacionární.

Na obrázku 3.5 vidíme rovněž autokorelační a parciálně autokorelační funkci pro

Obrázek 3.5: ACF a PACF řady míry nezaměstnanosti pro Českou republiku



Zdroj: vlastní tvorba v R

časovou řadu nezaměstnanosti. Stejně jako u inflace předpokládáme nestacionaritu. Z grafické analýzy časových řad nám vyšlo, že předpokládáme obě časové řady nestacionární. Tuto hypotézu si prokážeme v následující kapitole pomocí testů jednotkového kořene.

### Testy jednotkového kořene

Nyní se podíváme na testy, které přímo posuzují, zda časová řada je či není stacionární. V práci budeme používat jeden z nejpoužívanějších testů jednotkového kořene Dickeyův-Fullerův test (Dickey, Fuller 1984). Je založen na autoregresním procesu prvního řádu  $y_t = \phi_1 y_{t-1} + e_t, t = 1, \dots, T$ , kde  $\phi_1$  je autoregresní parametr a  $e_t$  je nesystematická složka, která má vlastnosti bílého šumu. DF test je konstruován na bázi tří základních modelů. První je základní model  $y_t = \phi_1$  a  $y_{t-1} + e_t$ , druhý model je rozšířen o konstantu a do třetího modelu vstupuje konstanta a lineární trend.

Nulová hypotéza DF testu je  $H_0 : \phi_1 = 1$ , což si můžeme popsat jako proces, který má jednotkový kořen a z toho důvodu je nestacionární a značíme ho  $I(1)$ . Oproti tomu alternativní hypotéza  $H_0 : |\phi_1| < 1$  znamená, že proces neobsahuje jednotkový kořen a tedy je stacionární, tedy  $I(0)$ . Pro výpočet testového kritéria pro DF test použijeme rovnici, kterou dostaneme jako první diferenci z obou stran rovnice 3.2

$$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + e_t, \quad (3.3)$$

kde  $\beta$  můžeme vyjádřit jako  $\phi_1 - 1$ . Testovou statistiku tedy můžeme definovat jako

$$t_{DF} = \frac{\phi_1^* - 1}{S_{\phi_1^*}}, \quad (3.4)$$

kde  $\phi_1^*$  je parametr odhadnutý metodou nejmenších čtverců a  $S(\phi_1^*)$  je odhad směrodatné chyby. Testování stacionarity provedeme v programu R pomocí funkce *adf.test()* MRAN package Výsledky Dickeyova – Fulerova testu zobrazíme v tabulce 3.1. Vidíme zde, že časová řada inflace je nestacionární. Stejně tak pro nezaměstnanost prove-

Tabulka 3.1: Výstup pro upraveý Dickeyův-Fullerův test

Augmented Dickey-Fuller Test			
Dickey-Fuller	-21,837	p-value	0,500

deme tento test. Výstup můžeme vidět v tabulce 3.2. Časová řada je rovněž nestacionární.

Tabulka 3.2: Výstup pro upraveý Dickeyův-Fullerův test

Augmented Dickey-Fuller Test			
Dickey-Fuller	-1,752	p-value	0,679

Abychom mohli dále pokračovat s analýzou řad, musíme zjistit, zda rezidua jednoduchého regresního modelu jsou stacionární, či nikoliv. Tím zjistíme, o jaký typ vztahu jde a jakou metodu k modelování použít.

### 3.1.3 Kointergace časových řad

Podle ekonomické teorie popsané Phillipsovou křivkou přepokládáme, že mezi zvolenými časovými řadami bude vztah jak krátkodobý tak dlouhodobý. Krátkodobé vztahy se s ubíhajícím čase vytrácejí. Kointegrace mezi časovými řadami popisuje vzájemné působení časový řad a jak přistupovat k jejich modelování. Podle Arlta, Arltové (2007) lze uvést několik pravidel, která se týkají lineárních kombinací procesů

- pokud  $Y_t \sim I(0)$ , potom  $a + bY_t \sim I(0)$

- $Y_t \sim I(1)$  potom  $a + bY_t \sim I(1)$
- $X_t \sim I(0) \& Y_t \sim I(0)$  potom  $aX_t + bY_t \sim I(0)$
- $X_t \sim I(1) \& Y_t \sim I(0)$  potom  $aX_t + bY_t \sim I(1)$
- obecně platí, že  $X_t \sim I(1) \& Y_t \sim I(1)$  potom  $aX_t + bY_t \sim I(1)$

kde poslední předpoklad vždy neplatí. Můžeme mít situace, kde kombinace dvou nestacionárních řad  $X_t \sim I(1) \& Y_t \sim I(1)$  je stacionární časová řada  $I(0)$ . Pak můžeme říci, že časové řady  $X$  a  $Y$  jsou kointegrované. Tím nám zůstane více informace pro model. Obecně můžeme napsat, že pokud jsou procesy  $Y_t$  a  $X_t$  typu  $I(d)$  a existuje jejich lineární kombinace  $aX_t + bY_t \sim I(c-d)$  kde  $c, d \in R$ . Pak procesy  $Y_t$  a  $X_t$  jsou kointegrované řádu  $d, c$ . Zapisují se jako  $(X_t, Y_t) \sim CI(d, c), (a, b)^T$ . Vektor  $(a, b)^T$  je takzvaný kointegrační vektor.

Pokud je jedna z časových řad nestacionární a druhá je stacionární, pak lineární kombinace je vždy nestacionární. Je to situace, která se nazývá *nesmyslná regrese* a vztah mezi časovými řadami nemá smysl modelovat.

Pokud jsou obě časové řady nestacionární a jejich lineární kombinace je také nestacionární, pak jsme v situaci *zdánlivé regrese*. Je to situace, kdy proces modelování časových řad se ukazuje v pořádku, ale ve skutečnosti mezi časovými řadami vztah není. Situaci lze vyřešit zdiferencováním obou časových řad a odhadovat tak alespoň krátkodobé vztahy.

Jako poslední možnost která může nastat je nestacionarita obou časových řad a stacionarita jejich lineární kombinace. Jedná se o situaci *pravé regrese*. Je to situace, kdy mezi časovými řadami jsou jak dlouhodobé, tak krátkodobé vztahy. Zaleží to ovšem na dalším faktoru. Pokud chybová složka má vlastnosti bílého šumu, pak mezi časovými řadami je dlouhodobý vztah. Pokud ovšem chybová složka tyto vlastnosti porušuje, pak je mezi řadami jak krátkodobý, tak dlouhodobý vztah. Pak pro modelování musíme použít dynamizaci, což znamená zanesení zpožděných proměnných do modelu. Vztahy v modelu se následně přepočítají a vyjadřují pomocí modelu korekce chyby.

Jak již bylo zmíněno, při modelování vícerozměrných časových řad rozlišujeme, zda jde o dlouhodobé nebo krátkodobé vztahy. Krátkodobý vztah si můžeme obecně definovat jako něco, kdy po nastání šoku v ekonomice se začnou tvořit vztahy, které

normálně neexistují. Tyto vztahy časem odeznívají a zůstávají pouze dlouhodobé vztahy vyjadřující stabilitu.

### Jednoduchá regrese

Jak bylo řečeno v minulých kapitolách, nyní o našich časových řadách inflace a nezaměstnanosti víme, že jsou obě nestacionární. Tedy jejich lineární kombinace může být buď stacionární nebo nestacionární. Proto začneme tím, že si odhadneme jednoduchý model

$$\hat{Inf}_t = 16,03 - 0,73Nez_t, \quad (3.5)$$

pro kterým si otestujeme reziduální složku.

Stejně jako v situaci testování stacionarity v jednotlivých časových řadách použijeme zde Dickeyův-Fullerův test. Výsledky můžeme vidět v následující tabulce 3.3. Rezidua jsou stacionární, tím můžeme přistoupit k dalšímu kroku a otestovat, zda jsou autokorelovaná, či nikoliv.

Pro posouzení autokorelace nesystematické složky volíme Durbinův – Watsonův test. Nulová hypotéza je stanovena

$$H_0 : \rho = 0 \quad (3.6)$$

oproti alternativě

$$H_1 : \rho \neq 0. \quad (3.7)$$

Testové kritérium pro Durbinův – Watsonův test je

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t^* - e_{t-1}^*)^2}{\sum_{t=2}^T e_t^{*2}}, \quad (3.8)$$

kde  $e_t^* = y_t - y_t^*$  a  $y_t, y_t^*$  jsou napozorované a odhadnuté hodnoty vysvětlované proměnné pro všechna jednotlivá  $t$ . Pokud se v odhadnutém modelu nenachází korelace nesystematické složky, pak hodnota testového kritéria se bude pohybovat okolo hodnoty dvě. Testové kritérium nabývá hodnoty z intervalu  $< 0,4 >$ . V naší práci budeme pro aplikaci DW testu používat funkci durbinWatsonTest() z R balíku car. Výsledek testu můžeme vidět v Tabulce 3.3, jak DW statistika vychází. Z toho můžeme usoudit, že chybová složka není korelovaná.

Tabulka 3.3: Výstup pro Durbinuv Watsonuv test

Durbin-Watson test			
DW	0,829	p-value	0,211

### 3.1.4 Test exogeneity

V minulé podkapitole jsme si otestovali, že obě časové řady jsou nestacionární. Nyní provedeme test exogeneity, kterým zjistíme, zda jsou jednotlivé řady exogenní nebo endogenní proměnné. Podle výsledku zvolíme přístup, jak modelovat vzájemný vztah mezi časovými řadami. Buď zvolíme vektorovým autoregresním modelem nebo použijeme model dynamické regrese. Postup testu podle Arlt, Arltová (2007) je následující. Proces je slabě exogenní tehdy, pokud marginální model neobsahuje žádné užitečné informace pro odhad parametrů podmíněného modelu. Tyto parametry potom můžeme odhadnout pomocí metodou nejmenších čtverců pouze z podmíněného modelu a není třeba vycházet z dvojrovníkového modelu (např. modelu VAR). Nejprve se odhadnou parametry marginálního modelu a získají se rezidua, ta se v podmíněném modelu použijí jako další vysvětlující proměnná - pokud rezidua do podmíněného modelu patří, potom nebyla zamítnuta hypotéza, že proces není slabě exogenní (tj. proces není slabě exogenní), pokud rezidua do podmíněného modelu nepatří, potom byla zamítnuta hypotéza, že proces není slabě exogenní (tj. proces je slabě exogenní)

### Model autoregresních rozdelených zpoždění a model korekce chyby

Z této podkapitoly dostaneme odhadnuté a otestované podmíněné modely pro vzájemný vztah inflace a nezaměstnanosti. Nejlepší možný model dostaneme tím způsobem, že do něj postupně vkládáme časová zpoždění jednotlivých proměnných a testujeme, zda to vlastnosti modelu zlepšilo. Model autoregresních rozdelených zpoždění může obsahovat kromě pozorování v čase  $t$  také zpožděné hodnoty jedné, či více vysvětlujících proměnných. Model ADL(1,1) můžeme zapsat rovnicí

$$Y_t = c + \alpha Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + e_t, \quad (3.9)$$

kde  $Y_t$  a  $x_t$  si definujme jako jednorozměrnou časovou řadu o  $T$  pozorováních a  $e_t$  je nesystematická složka s vlastnostmi bílého šumu.

Nesystematická složka  $e_t$  má vlastnosti bílého šumu pokud pro každé  $t$  platí

- $E(e_t) = E(e_{t-1}) = 0$
- $E(e_t^2) = E(e_{t-1}^2) = \sigma^2$
- $E(e_t, e_{t-s}) = E(e_{t-j}, e_{t-j-s}) = 0$

Model ADL můžeme přepsat do tvaru modelu korekce chyby

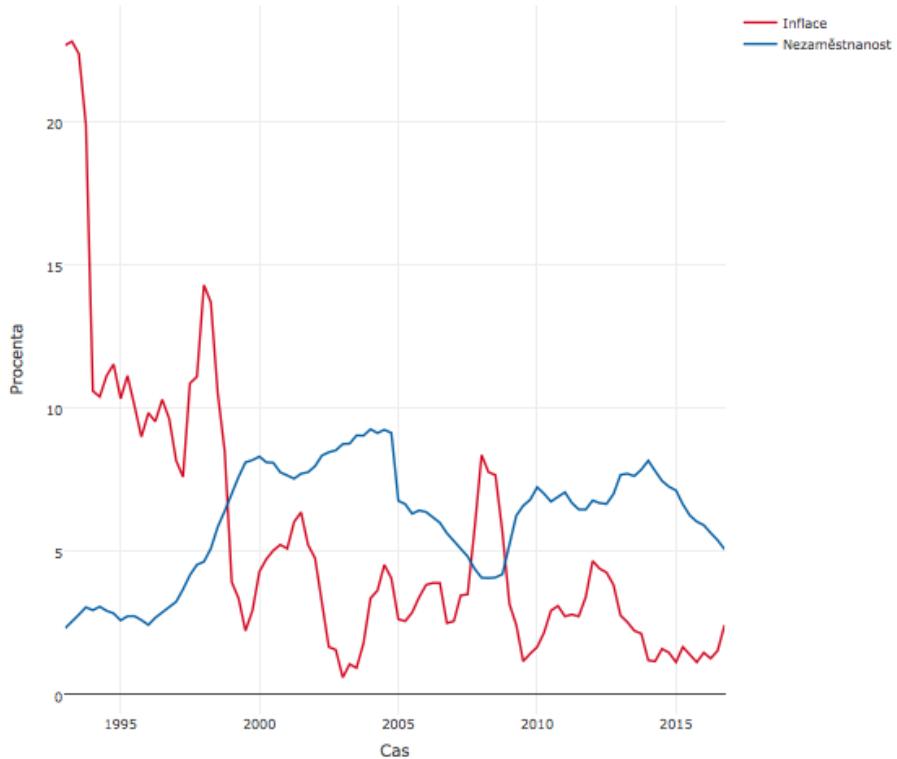
$$\Delta Y_t = c + \beta_0 \Delta X_t + \rho(Y_{t-1} - \gamma X_{t-1}) + e_t, \quad (3.10)$$

kde

$$\rho = \alpha_1 - 1, \quad \gamma = \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha}. \quad (3.11)$$

Jednotlivé časové řady si zobrazíme na obrázku 3.6. Je zde patrné, že mezi řadami existuje inverzní vztah. V procesu hledání ideálního modelu, musíme ověřit, zda

Obrázek 3.6: Průběh obou časových řad pro Českou republiku



Zdroj: vlastní tvorba v plotly R

parametry vložené do modelu jsou statisticky významné. Významnost parametrů

se testuje t-testem, který je založen na t rozdělní. T-test testuje oboustrannou hypotézu, zda regresní parametr  $\beta$  se rovná nula či nikoliv. Nulová hypotéza je pro tento test je

oproti alternativě Parametr  $\beta_i$  je regresní parametr pro  $i = 0, 1, \dots, k$ . Testové kritérium pro t-test má tvar

$$t = \frac{\beta_i^*}{s_{\beta_i^*}}. \quad (3.12)$$

Ve vzorci je  $\beta_i^*$  odhad parametrů regresního modelu a  $s_{\beta_i^*}$  je směrodatná chyba těchto odhadů. Při platnosti nulové hypotézy, má testové kritérium t rozdělení s  $(T - k)$  stupni volnosti.  $T$  označuje počet pozorování v časové řadě a  $k$  je počet parametrů regresního modelu. (Arlt a kol. 2002)

Nyní budeme testovat už optimální model. Vzhledem k počtu možných kombinací, které bychom mohli dostat, bude nejjednodušší, když najdeme nejlepší model a ten potom v práci popíšeme. Tímto přístupem dostaváme pro inflaci jako vysvětlovanou proměnnou model

$$\hat{Inf}_t = 2,529 - 0,258Nez_t + 1,068Inf_{t-1} - 0,089Inf_{t-2}, \quad (3.13)$$

kde  $Inf$  znamená míru inflaci a  $Nez$  znamená míru nezaměstnanosti. Funkci jsme odhadli v programu R pomocí příkazu `lm()` který slouží k odhadování lineárních modelů. V modelu se nachází inflace ve dvou zpožděných. Zda-li můžeme model brát jako potencionálně použitelný, musíme provést testy na nesystematické složce modelu, zda neobsahuje aukorelaci a je homoskedastická. Dále se doporučuje mít nesystematickou složku normálně rozdělenou.

**Posouzení autokorelace** Použijeme Durbinův – Watsonův test. (1950) Výsledek testu můžeme vidět v Tabulce 3.4, DW statistika vychází 2,09. Z toho můžeme usoudit, že nesystematická složka není autokorelovaná.

Tabulka 3.4: Výstup pro Durbinuv Watsonuv test

Durbin-Watson test			
DW	20,908	p-value	0,582

Dalším testem je Breuschův - Godfreyův test. (1978) Tento test přistupuje k testování korelace nesystematické složky jiným způsobem. Je založen na pomocné regresi

$$e_t = \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \dots + \rho_q e_{t-q} + a_t. \quad (3.14)$$

Testovaná hypotéza je

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_q = 0,$$

$$H_1 : \text{non } H_0.$$

Z odhadnutého lineárního modelu vychází testovací kritérium  $LM = (T - q)R^2$ , kde  $T$  je počet hodnot časové řady,  $R^2$  je index determinace modelu a  $q$  je řád modelu  $AR(q)$ . Platí-li nulová hypotéza, pak má testová statistika chí-kvadrát rozdělení  $\chi^2(q)$ . Řád budeme volit podle frekvence dat, tedy pro čtvrtletní data bude  $q = 4$ . Zvolili jsme tak z důvodu, že nesystematická složka je často korelována se složkou o rok zpět. Pro vyhodnocení BG testu jsme zvolili funkci bgtest() v programu R. Tato funkce pochází z balíku lmtest a její výstup můžeme vidět v Tabulce 3.5.

Tabulka 3.5: Výstup pro Breusch - Godfreyuv test

Breusch – Godfrey test			
LM test	62,285	p-value	0,183

Z Tabulky 3.5 vidíme, že na 5% hladině významnosti nezamítáme nulovou hypotézu. Nesystematickou složku odhadnutého modelu můžeme označit za neautokorelovanou.

**Posouzení homoskedasticity** Druhý předpoklad kvality modelu se rovněž vztahuje k nesystematické složce. Testujeme zde její homoskedasticitu. Pokud by nesystematická složka byla heteroskedastická, pak by byl porušen předpoklad homoskedasticity. Pro posouzení se používá AutoRegressive Conditional Hereroskedasticity test který ve svém článku „*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*“ publikoval Rober F. Engle. (1982) ARCH model vychází z pomocné regrese

$$\hat{e}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{e}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{e}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \hat{e}_{t-p}^2 + a_t. \quad (3.15)$$

Při testování homoskedasticity testujeme hypotézu

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_q^2,$$

proti alternativě

$$H_1 : \text{non } H_0.$$

Za platnosti nulové hypotézy má testové kritérium  $t = TR^2$  rozdělení  $\chi^2(q)$ .

V testovém kritériu je  $T$  počet pozorování časové řady a  $R^2$  jsme si již definovali jako index determinace. Pro rezidua našeho modelu inflace 3.13, který jsme již definovali provedeme ARCH test v programu R. Test pochází z balíčku FinTS a zavoláme ho příkazem `ArchTest()`. Stejně jako u Breuschova - Godfreyova testu, budeme volit řád modelu  $q = 4$  podle frekvence časové řady. Výstup můžeme vidět v tabulce 3.6. Nesystematická složka je homoskedastická.

Tabulka 3.6: Výstup pro test homoskedasticity

ARCH LM-test			
$\chi^2$	6,681	p-value	0,154

**Posouzení Normality** Zdali je nesystematická složka modelu normálně rozdělena testujeme především z důvodu testování parametrů modelu. Stejně jako jsme graficky postupovali u posuzování stacionarity, i zde můžeme subjektivně vyhodnotit histogram reziduí. Pro náš model inflace vidíme histogram v obrázku 3.7.

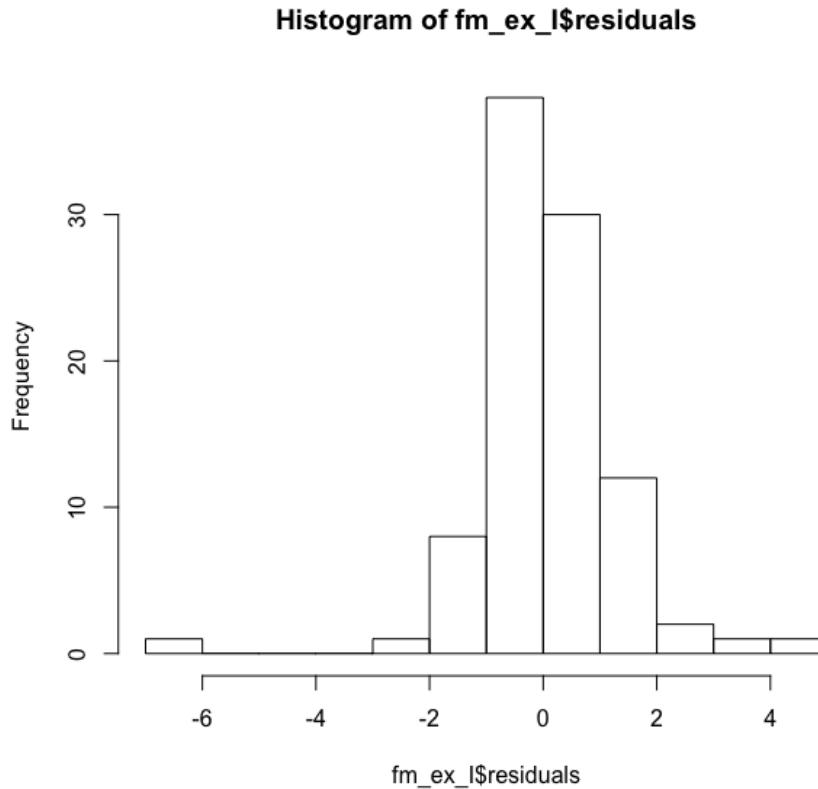
Vidíme zde, že rezidua mají přibližně tvar normálního rozdělení až na jednu odlehlou hodnotu v levém konci histogramu. Z tohoto důvodu nemůžeme prokázat, zda rezidua mají vlastnost normální rozdělení. Z tohoto důvodu aplikujeme jeden z nejpoužívanějších testů normality. Jde o Jarqueův-Berův test. (1980) Tento test je založen na testování špičatosti a šikmosti. V případě normálního rozdělení je šikmost rovna nule a špičatost rovna třem. Nulová hypotéza je

$$H_0 : \text{normalita nesystematické složky},$$

proti alternativní hypotéze

$$H_1 : \text{non } H_0.$$

Obrázek 3.7: Histogram reziduů normálního rozdělení pro model inflace



Zdroj: vlastní tvorba v R

Testové kritérium má tvar

$$JB = SK^2 + KU^2, \quad (3.16)$$

kde  $SK$  je testovaná statistika pro šikmost rozdělení (skewness) a  $KU$  je testovaná statistika pro špičatost (kurtosis) rozdělení. Za platnosti nulové hypotézy, mají testová kritéria šikmosti a špičatosti asymptoticky normální rozdělení. Z toho vyplývá, že statistika JB má rozdělení  $\chi^2(2)$ . K zamítnutí testované hypotézy často dochází, pokud není u nesystematické složky splněna homoskedasticita. (Arlt a kol., 2007).

Nyní si provedeme test normality v programu R. Test se bude vztahovat k reziduům, které jsou zobrazeny na obrázku 3.7.

V tabulce 3.7 vidíme výstup pro JB test. Tento test jsme provedli pomocí příkazu `jb.norm.test()` z balíčku `normtest`. Vidíme zde, že nesystematická složka testovaného modelu nemá normální rozdělení. Můžeme předpokládat, že to je způsobeno odlehlym pozorováním, jak jsme viděli na obrázku 3.7<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup>Vzhledem k tomu, že inflaci i nezaměstnanost silně ovlivňují výkyvy na finančních trzích,

Tabulka 3.7: Výstup pro test normality

Jarque – Bera test			
JB	193,3	p-value	< 0,01

Nyní jsme si potvrdili, že nesystematická složka modelu, který je zapsaný rovnicí 3.13 vyhovuje všem požadavkům. Při testování, který z modelů je nejlepší jsme jako porovnávací kritérium využili Akaikeho informační kritérium (AIC). Jeho rovnici můžeme zapsat ve tvaru

$$AIC(M) = \ln(\hat{\sigma}_e^2) + \frac{2M}{T}, \quad (3.17)$$

kde  $M = p + q$ , což jsou počty zpoždění v modelu. Dále zde je odhad reziduálního rozptylu  $\hat{\sigma}_e^2$  a počet pozorování v časové řadě T. Další kritérium která se obecně používá je Bayesovské informační kritérium (BIC), neboli Schwartzovo, které zapišujeme rovnicí  $BIC(M) = \ln(\hat{\sigma}_e^2) + \frac{M(\ln(T))}{T}$  kde jsou parametry stejné jako u AIC. Pro náš model vychází AIC rovno 319,128 a BIC rovno 331,845.

Stejně tak jako jsme si nadefinovali model pro inflaci, uděláme to samé pro nezaměstnanost. Najdeme model, který vyhovuje všem předpokladům. Tím se dostaneme k modelu

$$\hat{Nez}_t = -0,012Inf_{t-1} + 1,393Nez_{t-1} - 0,402Nez_{t-2}. \quad (3.18)$$

Všechny proměnné jsou v modelu významné. Nyní nás čeká stejný proces jako u inflace. Musíme si dokázat, že nesystematická složka modelu není autokorelovaná, není heteroskedastická a má normální rozdělení.

Tabulka 3.8: Výstup pro test autokorelace

Durbin-Watson test			
DW	211,805	p-value	0,666

---

můžeme předpokládat, že modely nebudou obsahovat normálně rozdelenou nesystematickou složku. Finanční krize způsobuje výrazné odchylky a z nich vycházejí odlehlá pozorování, která narušují normalitu.

Tabulka 3.9: Výstup pro test homoskedasticity

ARCH LM-test			
$\chi^2$	13,199	p-value	0,858

Tabulka 3.10: Výstup pro test normality

Jarque – Bera test			
JB	1274,9	p-value	< 0,01

Z výstupů v tabulkách 3.8 - 3.10 vyplývá, že nesystematická složka modelu není autokorelovaná, je homoskedastická a má normální rozdělení. Pro model nezaměstnanosti jsou hodnoty  $AIC = 79,538$  a  $BIC = 89,710$ .

### 3.1.5 Vektorový autoregresní model

Podle Zeileis (2002) je vektorový autoregresní model VAR jedním z nejvíce užívaných a nejflexibilnějších modelů pro analýzu vícerozměrných časových řad. Můžeme si ho představit, jako rozšíření AR modelu na více časových řad. VAR model se osvědčil jako ideální volba pro modelování dynamických časových řad ekonomického typu. Jeden z důvodů, proč se tento model bere jako osvědčený přístup, je jeho schopnost predikce. My budeme model VAR používat jako nedílnou součást testu exogenity. Abychom mohli test exogenity dokončit, pak musíme do výše odhadnutého modelu zařadit rezidua z VAR modelu.

Mějme vektor  $Y_t = (y_1, y_2, \dots, y_n)^T$  o velikosti  $(nx1)$ , který je rozměrná časová řada, pak pro p zpoždění můžeme zapsat VAR(p) model ve formě

$$X_t = \mathbf{c} + \phi_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \dots + \phi_p \mathbf{Y}_{t-p} + e_t, \quad (3.19)$$

kde  $t = 1, \dots, T$  a  $e_t$  je  $n$  rozměrný proces s vlastnostmi bílého šumu a časově neměnnou kovarianční maticí  $\Sigma$ . Parametry  $\phi_p$  jsou koeficienty matice o velikosti  $(nxn)$ . Pro představu si vektorově zapíšeme jak by vypadal proces VAR(2),

$$y_{1t} = c_1 + \phi_{11}^1 y_{1t-1} + \phi_{12}^1 y_{2t-1} + \phi_{11}^2 y_{1t-2} + \phi_{12}^2 y_{2t-2} + e_{1t}, \quad (3.20)$$

$$y_{2t} = c_2 + \phi_{21}^1 y_{1t-1} + \phi_{22}^1 y_{2t-1} + \phi_{21}^2 y_{1t-2} + \phi_{22}^2 y_{2t-2} + e_{2t}, \quad (3.21)$$

kde  $cov(e_1 t, e_2 s) = \sigma_{12}$  pro  $t = s$ , jinak nula. Na rovnicích lze vidět, že každá má stejné regresory pro zpožděné hodnoty  $y_{1t-1}$  a  $y_{2t-1}$ . Pro operátor zpoždění píšeme VAR(p) model jako

$$\phi(L)\mathbf{Y}_t = \mathbf{c} + e_t, \quad (3.22)$$

kde  $\phi(L) = I_n - \phi_1(L) - \dots - \phi_p(L^p)$ . Nyní si odhadneme VAR model pro obě proměnné. K odhadu použijeme funkci VAR() z balíčku VARS. Do této funkce zadáváme maximální počet zpoždění, které mají do modelu vstupovat.

Tabulka 3.11: VAR(2) model pro inflaci

VAR model pro Inflaci				
Estimation results for equation $I_d$ :				
$I_c z = I_c z.l1 + U_c z.l1 + I_c z.l2 + U_c z.l2$				
Koeficient	Odhad	Střední chyba	t test	$Pr(>  t )$
Iczl1	1, 146	0, 099	11, 508	$2e - 16$
Uczl1	-0, 451	0, 360	-1, 253	0, 214
Iczl2	-0, 236	0, 094	-2, 505	0, 014
Uczl2	0, 495	0, 358	1, 381	0, 171

Tabulka 3.12: VAR(2) model pro Nezaměstnanost

VAR model pro Inflaci				
Estimation results for equation $I_d$ :				
$U_c z = I_c z.l1 + U_c z.l1 + I_c z.l2 + U_c z.l2$				
Koeficient	Odhad	Střední chyba	t test	$Pr(> t )$
Iczl1	-0,019	0,027	-0,728	0,468
Uczl1	1,376	0,096	14,294	$2e - 16$
Iczl2	0,030	0,025	1,200	0,233
Uczl2	-0,385	0,096	-4,022	0,001

V Tabulce 3.11 a 3.12 vidíme výstup modelu VAR(2). Do modelu jsme vložili dvě zpoždění. Je to z důvodu, že při odhadnutí modelu se do obou odhadů modelů dostalo nejvýše druhé zpoždění. Získaný model pro inflaci můžeme zapsat jako

$$\hat{Inf}_t = 1,146 Inf_{t-1} - 0,451 Nez_{t-1} - 0,236 Inf_{t-2} - 0,495 Nez_{t-2}, \quad (3.23)$$

pro kterou posléze model pro nezaměstnanost jako

$$\hat{Nez}_t = -0,019 Inf_{t-1} + 1,376 Nez_{t-1} + 0,030 Inf_{t-2} - 0,385 Nez_{t-2}. \quad (3.24)$$

Nyní jsme v situaci, kdy máme všechny potřebné komponenty pro test exogenity. Máme nadefinovaný podmíněný model pro obě časové řady a z marginálního modelu máme potřebná rezidua. Zda je proměnná exogenní či endogenní zjistíme dosazením těchto reziduí do podmíněného modelu. Pokud rezidua marginálního modelu nepřidají dodatečnou informaci do modelu podmíněného, pak je proces exogenní. Rezidua do modelu dosazujeme křížem, což znamená, že rezidua marginálního modelu, kde vysvětlovaná proměnná byla inflace, dosadíme do podmíněného modelu nezaměstnanosti a vice versa. Pro inflaci tím získáme předpis modelu

$$Inf_t = c + Nez_t + Inf_{t-1} + Inf_{t-2} + + Resid_{Nez}, \quad (3.25)$$

který odhadneme. Výstup modelu je v tabulce 3.13.

Vidíme, že proměnná residua  $resid_{Nez}$  je v modelu nevýznamná a navíc neovlivňuje

Tabulka 3.13: Model pro test exogenity pro inflaci

Model pro test exogenity pro inflaci				
Koeficient	Odhad	Střední chyba	t test	$Pr(>  t )$
Konstanta	259,219	0,765	3,39	0,001
$Nez_t$	-0,266	0,095	-2,801	0,006
$Inf_{t-1}$	106,597	0,099	10,78	$2e - 16$
$Inf_{t-2}$	-0,273	0,090	-3,058	0,003
$resid_{Nez}$	0,192	0,383	0,5	0,618

ostatní proměnné v modelu. Všechny ostatní proměnné zůstaly významné. Můžeme tedy o proměnné inflace s jistotou říci, že je exogenní.

Stejně tak přistoupíme k druhé proměnné. Vezmeme rovnici modelu nezaměstnanosti a dosadíme rezidua z rovnice marginálního modelu inflace. Tím dostáváme model

$$Nez_t = Inf_{t-1} + Nez_{t-1} + Nez_{t-2} + Resid_{Inf}, \quad (3.26)$$

který v programu R odhadneme a výstup vidíme v tabulce 3.14.

Stejně jako v předchozím případě,  $resid_{Inf}$  jsou nevýznamná a neovlivňují ani

Tabulka 3.14: Model pro test exogenity pro nezaměstnanost

Model pro test exogenity pro inflaci				
Koeficient	Odhad	Střední chyba	t test	$Pr(>  t )$
$Nez_{t-1}$	0,012	0,007	1,727	0,088
$Inf_{t-1}$	1,393	0,096	14,522	$2e - 16$
$Nez_{t-2}$	-0,402	0,095	-4,212	$2e - 16$
$resid_{Inf}$	0,002	0,028	0,053	0,958

ostatní proměnné v modelu. Tedy, stejně jako v minulém případě i tento proces je exogenní. Pomocí testu exogenity jsme v obou případech dospěli k rozhodnutí, že procesy jsou exogenní. Z tohoto důvodu pro jejich modelování zvolíme model ADL

a model korekce chyby.

### 3.1.6 Model autoregresních rozdělení

Nyní se vrátíme k modelům, které jsme si již dříve nadefinovali. Jsou to podmíněné modely, o kterých víme, že je jejich nesystematická složka není autokorelovaná a je homoskedatická. Pro inflaci máme rovnici

$$\hat{Inf}_t = 2,529 - 0,258Nez_{t+1}, 068Inf_{t-1} - 0,089Inf_{t-2}, \quad (3.27)$$

a pro nezaměstnanost

$$\hat{Nez}_t = 0,012Inf_{t-1} + 1,393Nez_{t-1} - 0,402Nez_{t-2}. \quad (3.28)$$

**Model korekce chyby** Model korekce chyby slouží k rozdělení dlouhodobých a krátkodobých vztahů. Vezmeme-li rovnici ADL modelu

$$Y_t = c + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + e_t. \quad (3.29)$$

Přepíšeme-li tento model do tvaru prvních diferencí, pak získáme

$$\Delta Y_t = c + \beta_0 \Delta X_t + \rho(Y_{t-1} - \mu X_{t-1}) + e_t, \quad (3.30)$$

kde

$$\rho = \alpha_1 - 1, \mu = (\beta_0 + \beta_1)/(1 - \alpha_1). \quad (3.31)$$

Nyní si vezmeme modely pro časovou řadu inflace a nezaměstnanosti a stejným způsobem je přepočítáme. Pro model inflace získáme

$$\hat{Inf}_t = 2,529 + 0,068\Delta Inf_{t-1} - 0,258\Delta Nez_{t-1} + 0,017[Inf_{t-2} - 1,64Nez_{t-2}]. \quad (3.32)$$

Model korekce chyby rozdělil vzájemné vztahy na krátkodobé a dlouhodobé. Dlouhodobý vztah je reprezentován dlouhodobým multiplikátorem -1,64. To znamená, že dojde-li v čase t k snížení nezaměstnanosti o jeden procentní bod, zvýší se inflace v čase t o 1,64 procentního bodu.

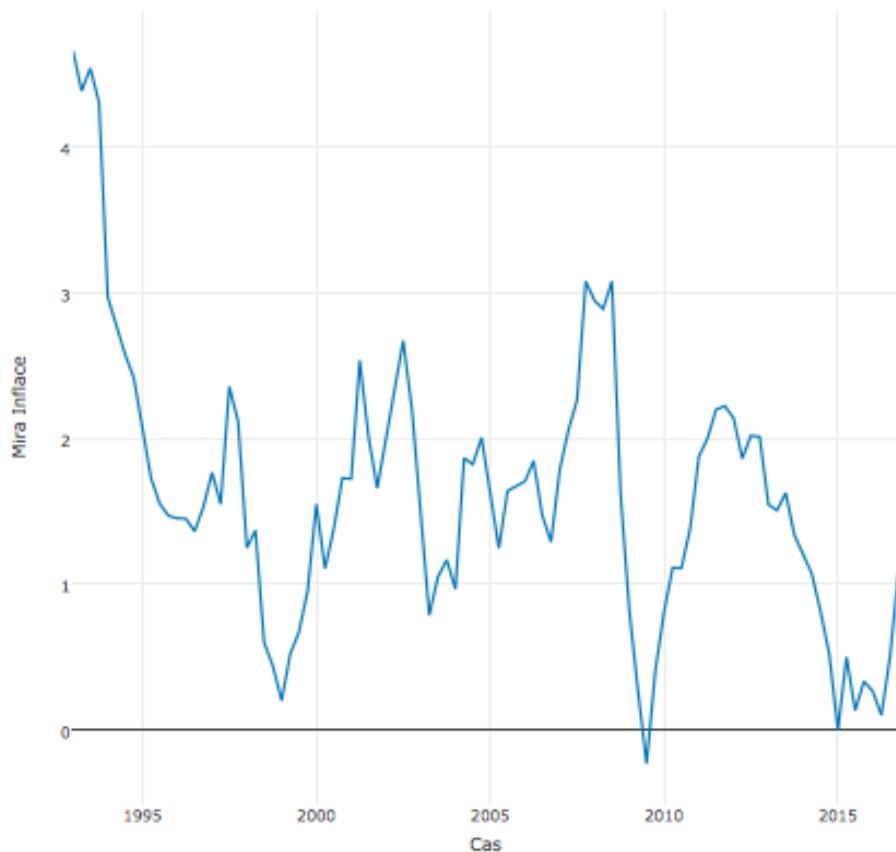
$$\hat{Nez}_t = 0,393\Delta Nez_{t-1} - 0,258\Delta Inf_{t-1} - 0,009[Nez_{t-2} - 1,33Inf_{t-2}]. \quad (3.33)$$

Nyní si to samé provedeme pro model nezaměstnanosti. Model ADL převedeme na model korekce chyby. Stejně jako u inflace je zde inverzní vztah. Dojde-li ke snížení nezaměstnanosti v čase  $t - 2$  o jeden procentní bod, pak v čase  $t$  dojde ke zvýšení inflace o 1,33 procentního bodu. Z výsledku analýzy časových řad jsme se utvrdili, že existuje dlouhodobý vztah mezi nezaměstnaností a inflací. Není důležité, zda je inflace nebo nezaměstnanost vysvětlovaná proměnná. Pro obě strany je mezi řadami inverzní vztah.

## 3.2 Popis a rozbor dat Německa

Jako druhou zemi v našem zkoumání jsme si vybrali Německo. Hlavním z důvodu tohoto výběru je výrazná kooperace mezi těmito zeměmi. Česká republika je silně závislá na vývozu do Německa, proto bychom měli očekávat podobné výsledky. Stejně jako pro Českou republiku, data jsou čtvrtletní od roku 1993. Jako první si zobrazíme průběh časové řady

Obrázek 3.8: Průběh Inflace v Německu od roku 1993 do 2016

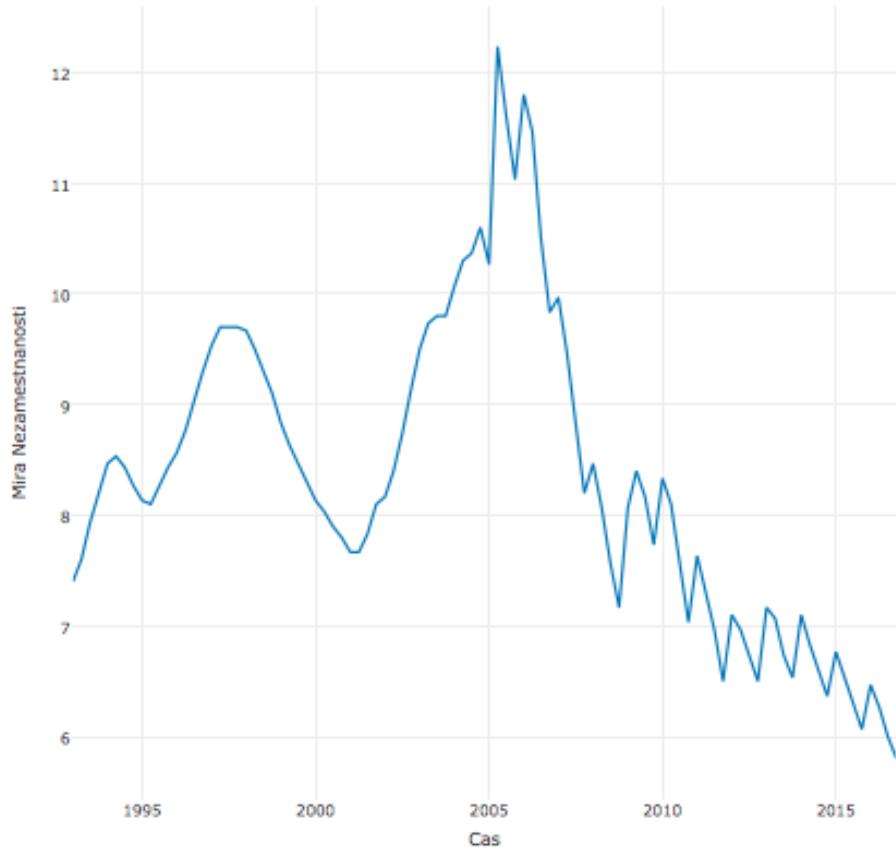


Zdroj: vlastní tvorba v plotly R

inflace na obrázku 3.8. Z prvního pohledu je zřejmé, že hodnoty inflace v Německu nabývají výrazně nižších hodnot než v České republice. Přestože v roce 1993 vidíme extrémní hodnoty, jsou výrazně nižší hodnoty než v ČR, stejně tak v obdobích měnové (1997) a finanční krize (2007).

Obrázek 3.9 zobrazuje průběh nezaměstnanosti v Německu. Můžeme vidět, že z pohledu nezaměstnanosti byla německá ekonomika zastižena výrazně více krizemi v letech 1997 a 2007. U České republiky jsme identifikovali mezi časovými řadami inverzní závislost, zde toto pravděpodobně předpokládat nelze. Tuto hypotézu si

Obrázek 3.9: Průběh Nezaměstnanosti v Německu od roku 1993 do 2016



Zdroj: vlastní tvorba v plotly R

potvrdíme nebo vyvrátíme na konci práce.

### 3.2.1 Sezónnost časových řad

Před tím, než přistoupíme k modelování časových řad, otestujeme, zda obsahují sezonní složku a popřípadě tuto složku odstraníme. Zvolíme F-test sezonnosti v programu Eviews. V tabulce 3.15 je výstup pro inflaci a v tabulce 3.16 je výstup pro nezaměstnanost. Z výstupu vidíme, že časová řada Inflace neobsahuje sezonné složku,

Tabulka 3.15: F test sezónnosti řady inflace pro Německo

F-test sezónnosti			
F-Value	0,989	p-value	0,023

zatímco časová řada nezaměstnanosti ano. Na následujícím obrázku vidíme průběh této časové řady už po tom, co prošla sezonním očištěním.

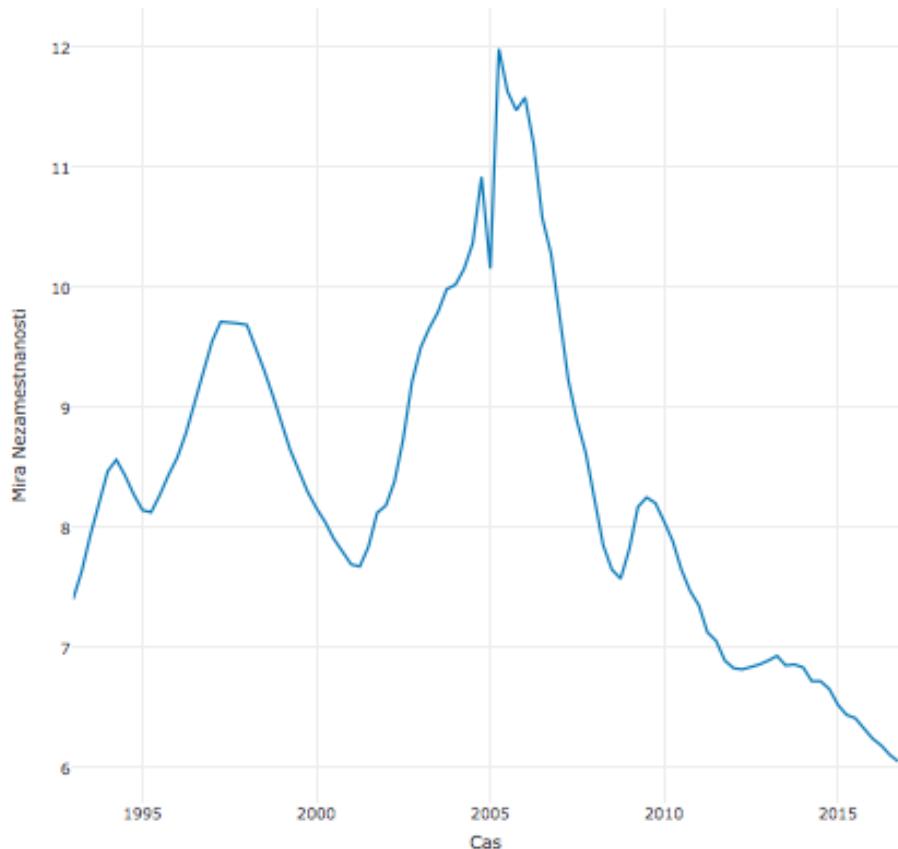
Tabulka 3.16: F test sezónnosti řady nezaměstnanosti pro Německo

F-test sezónnosti			
F-Value	3,202	p-value	0,788

### 3.2.2 Stacionarita

Stejně jako u dat Německu z testu vyplývá, že inflace neobsahuje sezonní složku, zatímco nezaměstnanost bude nutné sezónně očistit. Očištěnou řadu můžeme vidět na obrázku 3.10 .Můžeme přistoupit k testování stacionarity.

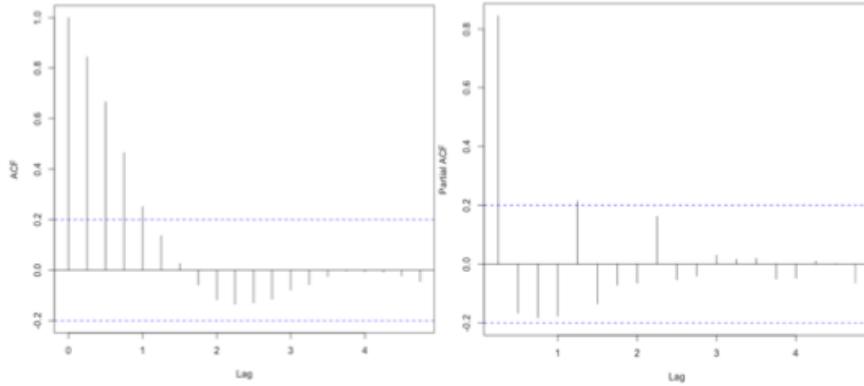
Obrázek 3.10: Průběh Nezaměstnanosti v České republice od roku 1993 do 2016  
sezóně očištěná



Zdroj: vlastní tvorba v plotly R

U časové řady inflace na obrázku 3.11 vidíme parabolický tvar autokorelační funkce a extrémně vysokou první hodnotu u ACF i PACF. Můžeme zde skoro s jistotou tvrdit, že časová řada není stacionární. Stejně tak na obrázku 3.12 pro nezaměstnanost. Lineární pokles ACF a extrémně vysoká první hodnota u PACF značí nestacionaritu.

Obrázek 3.11: ACF a PACF řady inflace pro Německo



Zdroj: vlastní tvorba v R

Totéž nyní otestujeme ADF testem, výsledky jsou v tabulkách 3.17 a 3.18, obě časové řady jsou na 5% hladině významnosti nestacionární.

Tabulka 3.17: Výstup upraveného DF testu pro časovou řadu inflace

Augmented Dickey-Fuller Test			
Dickey-Fuller	-3,363	p-value	0,065

Tabulka 3.18: Výstup upraveného DF testu pro časovou řadu nezaměstnanosti

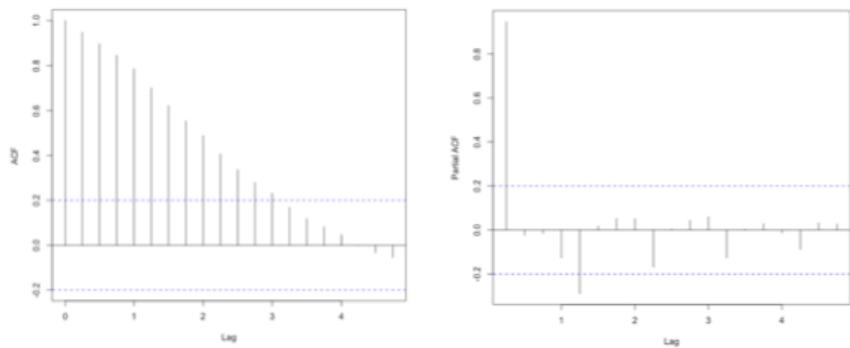
Augmented Dickey-Fuller Test			
Dickey-Fuller	-2,560	p-value	0,332

Abychom mohli dále pokračovat v analýze, vyjádříme si naše časové řady pomocí jednoduché regrese ve tvaru

$$\hat{Inft} = 1,127 + 0,056 Nezt, \quad (3.34)$$

z které budeme pomocí ADF testu testovat stacionaritu reziduí. Výstup můžeme vidět v tabulce 3.19.

Obrázek 3.12: ACF a PACF pro časovou řadu nezaměstnanosti Německa



Zdroj: vlastní tvorba v R

Tabulka 3.19: Upravený DF test reziduí jednoduchého modelu

Augmented Dickey-Fuller Test			
Dickey-Fuller	-3,760	p-value	0,024

### 3.2.3 Test Exogeneity

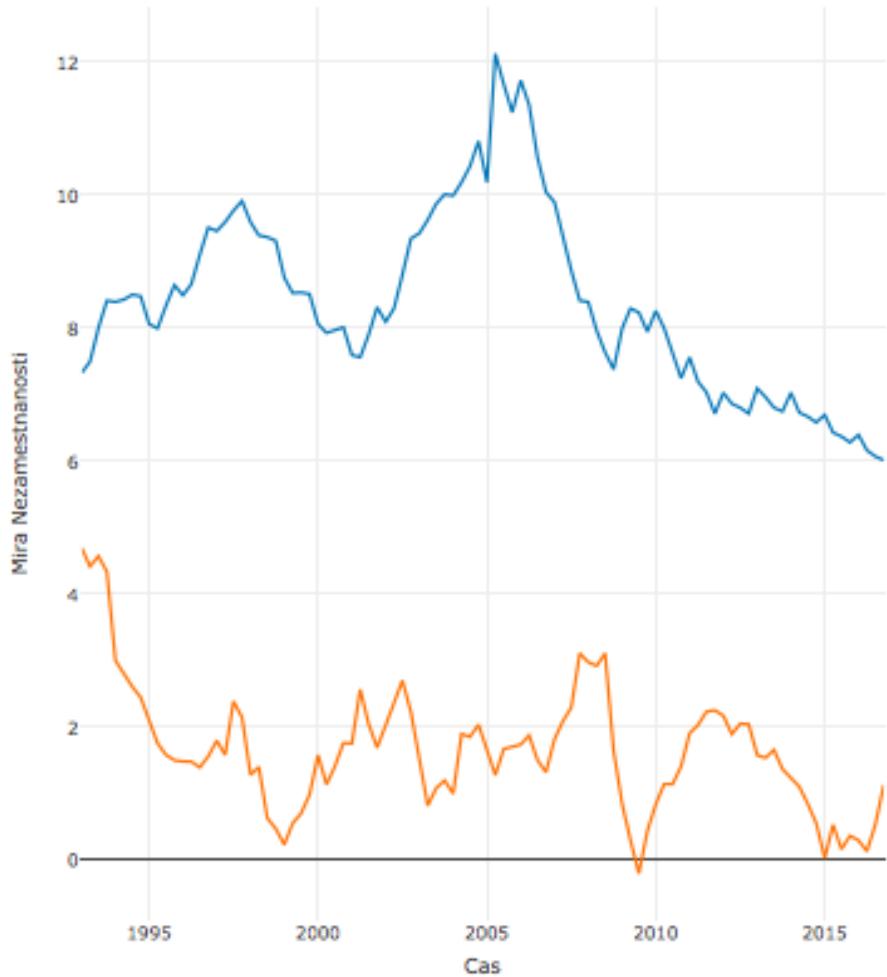
Vzhledem k tomu, že residua jsou stacionární, můžeme přistoupit k testování autokorelace reziduí. Použijeme Durbinův – Watsonův test, kde výstup vidíme v tabulce 3.20. Stejně jako u dat České republiky, residua modelu jsou autokorelovaná, což

Tabulka 3.20: Durbinův Watsonův test reziduí jednoduchého modelu

Durbin-Watson test			
DW	0,204	p-value	0,01

znamená modelovat vzájemný vztah ADL modelem a modelem korekce chyb.

Obrázek 3.13: Průběh časové řady nezaměstnanosti a inflace pro Německo



Zdroj: vlastní tvorba v plotly R

Na rozdíl od dat České republiky, data Německa se navzájem neprotínají. Můžeme vidět inverzní trend, ale podle předpokladu bude výrazně menší. Na obrázku 3.13 vidíme zobrazení obou časových řad, kde míra nezaměstnanosti a oranžovou barvou je zobrazena míra inflace. Nyní přistoupíme k tvorbě ADL modelu. Začneme modelem pro inflaci, kde předpis rovnice vidíme v rovnici 3.35

$$\hat{Inf}_t = 0,029Nez_t + 1,017Inf_{t-1} - 0,189Inf_{t-2}. \quad (3.35)$$

Zda tento model vyhovuje všem předpokladům, můžeme vidět v tabulkách 3.21 až 3.23

Tabulka 3.21: Durbinův Watsonův test nesystematické složky modelu inflace

Durbin-Watson test			
DW	1,633	p-value	0,962

Tabulka 3.22: Výstup pro test homoskedasticity nesystematické složky pro jednoduchý model inflace

ARCH LM-test			
$\chi^2$	6,841	p-value	0,145

Tabulka 3.23: Výstup pro test normality nesystematické složky jednoduchého modelu inflace

Jarque – Bera test			
JB	0,735	p-value	0,658

Z výstupu v tabulkách 3.24 až 3.26 vidíme, že nesystematická složka je nekorelovaná, homoskedastická a má normální rozdělení. Pro model inflace vyšly hodnoty  $AIC = 99,889$  a  $BIS = 112,606$ . Pro časovou řadu nezaměstnanosti dostaváme model

$$\hat{Nez}_t = 1,017Nez_{t-1} - 0,185Inf_{t-2}, \quad (3.36)$$

který si otestujeme stejným způsobem.

Tabulka 3.24: Durbinův Watsonův test nesystematické složky podmíněného modelu nezaměstnanosti

Durbin-Watson test			
DW	1,989	p-value	0,824

### 3.2.4 Vektorový autoregresní model

Pro model nezaměstnanosti nám vyšlo, že nesystematická složka je nekorelovaná a homoskedastická a nemá normální rozdělení. V rámci porovnávání modelů jsme

Tabulka 3.25: Výstup pro test homoskedasticity nesystematické složky podmíněného modelu nezaměstnanosti

ARCH LM-test			
$\chi^2$	0,735	p-value	0,658

Tabulka 3.26: Výstup pro test normality nesystematické složky podmíněného modelu nezaměstnanosti

Jarque – Bera test			
JB	269,52	p-value	$2, 2e - 16$

získali hodnoty  $AIC = 78,716$ ,  $BIC = 86,346$ . Stejně jako jsme postupovali u dat České republiky, musíme nyní získat rezidua z VAR modelu, abychom byli schopni otestovat, zda jsou proměnné endogenní nebo exogenní. Oba modely jsme odhadli a přejdeme rovnou k doplnění reziduí do podmíněných modelů.

Tabulka 3.27: Výstup pro podmíněný model inflace s rezidui

Model pro test exogeneity pro inflaci				
Koeficient	Odhad	Střední chyba	t test	$Pr(>  t )$
$Nez_t$	0,029	0,010	2,993	0,004
$Inf_{t-1}$	1,019	0,104	9,808	$7, 7e - 16$
$Inf_{t-2}$	-0,194	0,098	-1,933	0,056
$resid_{Nez}$	-0,093	0,116	-0,794	0,429

### 3.2.5 Model autoregresních rozdělení

Vidíme zde rozdílný výsledek než u dat České republiky, kde rezidua nenarušila ani jeden z modelů. V tabulce 3.27 máme výstup pro inflaci. Zde rezidua jsou podle t testu nevýznamná a navíc nenarušila model. Inflace je exogenní proměnná. Na druhou stranu, v tabulce 3.28 máme výstup pro model nezaměstnanosti. Zde rezidua jsou součástí modelu, a proto nezaměstnanost je endogenní proměnná. Tento

Tabulka 3.28: Výstup pro podmíněný model nezaměstnanosti s rezidui

Model pro test exogeneity pro inflaci				
Koeficient	Odhad	Střední chyba	t test	$Pr(>  t )$
$Nez_{t-1}$	0, 983	0, 001	1603, 96	$2e - 16$
$Inf_{t-1}$	0, 075	0, 003	27, 44	$2e - 16$
$resid_{Nez}$	1	0, 007	134, 83	$2e - 16$

výsledek nám ukazuje, že mezi inflací a nezaměstnaností v Německu je pouze jednostranný vztah a to takový, kdy nezaměstnanost vysvětluje inflaci, ale ne naopak. Tedy vezmeme nyní rovnici

$$\hat{Inf}_t = 0, 029 Nez_t + 1, 017 Inf_{t-1} - 0, 189 Inf_{t-2}, \quad (3.37)$$

a převedeme jí na model korekce chyby. Ten si můžeme vyjádřit následujícím předpisem rovnice

$$\Delta \hat{Inf}_t = 0, 017 \Delta Inf_{t-1} + 0, 029 \Delta Nez_t + 0, 029 Nez_{t-1} + 0, 172 [Inf_{t-2} - 0, 14 Nez_{t-2}], \quad (3.38)$$

ze které vidíme, že dlouhodobě je mezi inflací a nezaměstnaností inverzní vztah. Z výsledků analýzy můžeme vytvořit závěr, že na rozdíl od časových řad České republiky, mezi časovými řadami inflace a nezaměstnanosti existuje pouze jednostranný vztah. Vztah říká, že historický vývoj nezaměstnanosti ovlivňuje současnou inflaci. Podle výkladu Phillipsovy křivky bychom čekali existenci opačného vztahu.

### 3.3 Závěr

Důležitým momentem v aplikaci politických zásahů do ekonomiky, bylo objevení teorie Phillipsovy křivky, reprezentující vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou inflace. Křivka se okamžitě začala využívat v tvorbě hospodářské politiky. Od sedesátých let, kdy byla křivka poprvé definována W. Phillipsem (1958), prošla řadou proměn. První verze Phillipsovy křivky zkoumala závislost mezi mzdovou sazbou a mírou nezaměstnanosti. Nejvýznamnější proměnu můžeme připsat ekonomům P. Samuelsonovi a R. Solowovi (1960), kteří křivku definovali jako vztah míry inflace a míry nezaměstnanosti. Předmětem práce bylo otestovat, zda mezi těmito dvěma ukazateli existuje vzájemná závislost. Pokud by byla Phillipsova teorie správně, našli bychom pro každou zemi vzájemnou závislost mezi časovými řadami těchto proměnných.

Cílem práce bylo dokázat, že v letech 1993 až 2016 existuje v České republice a v Německu inverzní vztah mezi mírou nezaměstnaností a mírou inflace. Charakter závislosti byl testován pokročilými metodami analýzy časových řad. Prvním krokem v přípravě časových řad na modelování bylo testování sezonnosti F-testem a případné očistění dat o tuto složku. Jak by se dalo předpokládat, pro obě země jsme dostali sezónní časovou řadu míry nezaměstnanosti. Řady byly pro přesnost dalších modelů o sezónní složku očištěny. Následně byla otestována stacionarita časových řad upraveným Dickeyho Fullerovým testem. Ukázalo se, že všechny čtyři časové řady jsou nestacionární. Další krok se týkal nesystematické složky jednoduchého regresního modelu. Bylo potřeba zjistit, zda je nesystematická složka stacionární. Výsledky byly totožné a to takové, že obě země měly stacionární nesystematickou složku. Tím bylo potvrzeno, že pro modelování vzájemného vztahu budeme používat model dynamické regrese model a model korekce chyby.

Dále bylo nezbytné zjistit, zda jednotlivé časové řady jsou exogenního nebo endogenního charakteru. Pro toto zjišťování je potřeba použít test exogeneity. Pro Českou republiku vyšly obě proměnné exogenní, tedy u obou časových řad existuje vzájemný vztah. Pro Německo je inflace endogenní proměnná, tedy vztah můžeme popsat pouze jednostranně. Cílem práce bylo prokázat existenci vztahu působení míry inflace na míru nezaměstnanosti. Pro data České republiky jsme zjistili, že existuje silný inverzní vztah v obou směrech. Konkrétně, pokud dojde ke zvýšení

nezaměstnanosti v čase t o jeden procentní bod, pak v čase t poklesne inflace o 1,64 procentního bodu. Z druhé rovnice jsme zjistili, že pokud se sníží nezaměstnanost v čase t o jeden procentní bod, pak ve stejném čase dojde ke zvýšení inflace o 1,33 procentního bodu. Na datech Německa jsme nezískali oboustranný vztah, ale pouze jednostranný. Pokud v čase t dojde k poklesu nezaměstnanosti o jeden procentní bod, pak ve stejném čase dojde k nárůstu inflace o čtrnáct setin procentního bodu.

Porovnáme-li rovnice vedle sebe, můžeme jasně vidět, že pro Českou republiku jsou vztahy silnější než pro Německo. Obecně můžeme říci, že platnost Phillipsovy křivky byla prokázána na českých datech. Zatímco na datech Německa jsme významný dlouhodobý vztah nenašli. Důvodů, které to způsobují můžeme najít několik. Jedním z hlavních je, že Německo je jedna z nejstabilnějších a nejsilnějších ekonomik světa, tedy fluktuace obou měr není výrazná. Dalším důvodem který má výrazný vliv na tento problém je měna. Můžeme si to vysvětlit tím, že Německo je od roku 1999 v eurozóně, kdy země nemají možnost provádět fiskální a monetární zásahy. Tím fluktuace inflace je závislá na politice evropské centrální banky, zatímco nezaměstnanost je ovlivňována politikou na národní úrovni. Při pohledu na výsledky můžeme konstatovat, že cíl práce byl splněn. Dokázali jsme vzájemný vztah míry inflace a nezaměstnanosti v České republice. Vzhledem k větší možnosti působení zasahů státu na míru inflace, můžeme potvrdit platnost Phillipsovy křivka lokálně, ale z důvodu flexibility trhů nemůžeme tuto hypotézu obecně potvrdit. Diplomová práce slouží k propojení aplikace pokročilých časových řad a ekonomické teorie. Přečtení práce získá čtenář znalosti jak ekonomického tak statistického směru, které může využít ve svém vlastním výzkumu. Výsledky práce prokazují velice důležitý fakt, že zásahy do ekonomiky státu jsou v redukovaném měřítku dlouhodobě účinné.

# Literatura

(Arlt, Arltová 2007) ARLT, J., ARLTOVÁ, M., 2007, *Ekonomické časové řady: vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace*. Grada Publishing, Praha, ISBN 978-80-247-1319-9

(Arlt 1997) ARLT., ARLTOVÁ, M., 1997 *Příklady z analýzy ekonomických časových řad.*, Vysoká škola ekonomická v Praze, Praha, ISBN 80-7079-056-3.

(Arlt 1999) ARLT, J., 1999 *Moderní metody modelování ekonomických časových řad.* Grada Publishing, Praha, ISBN 80-7169-539-4.

(Arlt 2002) ARLT, J., ARLTOVÁ, M., ROUBÍKOVÁ, E., 2002 *Analýza ekonomických časových řad s příklady.* Vysoká škola ekonomická v Praze, Praha, ISBN 80-245-0307-7.

(Dickey,Fuller 1984) DICKEY, D. A., HASZA D. P.,Fuller W. A., 1984 *Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series*. Journal of the American Statistical Association, Vol. 79, No. 386 (Jun., 1984), pp. 355-367

(Durbin,Watson 1950) DURBIN, J., and WATSON, G. S., 1984 *Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression:I.* Biometrika, Vol. 37, No. 3/4 (Dec., 1950), pp. 409-428

(Engle 1982) ENGLE R. F., 1984 *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation.* Econometrica, Vol. 50, No. 4 (Jul., 1982), pp. 987-1007

(Jarque,Bera 1987) JARQUE C. M., BERA A. K., 1987 *A Test for Normality*

*of Observations and Regression Residuals.* International Statistical Review, Vol. 55, No. 2 (Aug., 1987), pp. 163-172

(Phillips 1958) PHILLIPS, A. W., 1958 *The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957.* Economica, Vol. 25, No. 100 (Nov., 1958), pp. 283-299

(Samuelson, Solow 1960) SAMUELSON, P. A., SOLOW R. M., 1960 *Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy.* The American Economic Review, Vol. 50, No. 2, (May, 1960), pp. 177-194

(Lucas 1981) LUCAS, R. E., 1981 *Rational Expectations and Econometric Practice*,Econometric policy evaluation: A CRITIQUE,University of Minnesota Press

(Friedman 1968) FRIEDMAN M., 1968 *The Role of Monetary Policy*,The American Economic Review, Vol. 58, No. 1. (Mar., 1968), pp. 1-17

(Phelps 1968) Phelps, E. S., 1968 *Money-Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium*,Journal of Political Economy, Vol. 76, No. 4, Part 2: Issues in Monetary Research, 1967 (Jul. - Aug., 1968), pp. 678-711

(William,2006) WILLIAM, W., WEI, S., 2006 *Time series analysis - Univariate adn Multivariate methods.* PEARSON PUBLISHING, Praha, ISBN 978-0321322166.

(Pfaff,2002) PFAFF. B., 2002 *VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars.* Journal of Statistical Software.

(Gavrilov,2014) GAVRILOV, I., PUSEV, R., 2014 *Tests for Normality.* Journal of Statistical Software.

(Hothorn,2017) HOTHORN, T., 2017 *Testing Linear Regression Models.*

(Mahan,2015) MAHAM, Y., CHORN, C., 2015 *White Noise Test: detecting autocorrelation and nonstationarities in long time series after ARIMA modeling*. Journal of Statistical Software.

(Johansen,2000) JOHANSEN, S., MOSCONI, R., NIELSEN, B., CHORN, C., 2000 *Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend*. Econometrics Journal, volume 3, pp. 216–249.

(Graves,2009) GRAVES S., 2009 *Analysis of Financial Time Series*. Companion to Tsay (2005),<http://faculty.chicagobooth.edu/ruey.tsay/teaching/bs41202/sp2009>.  
(Chen,2010) Yi Yi CHEN , 2010 *Autoregressive Distributed Lag (ADL) Model*.  
<http://mail.tku.edu.tw/chenyiyi/ADL.pdf>.

(Mahan,2015) MAHAM, Y., CHORN, C., 2015 *White Noise Test: detecting autocorrelation and nonstationarities in long time series after ARIMA modeling*. Journal of Statistical Software.

(Voznyuk, 2006) VOZNYUK, O., 2010 *Relation between interest rates and inflation*. Diplomová práce, UNIVERSITY OF ZURICH.

(Mikoška, 2006) MIKOŠKA, M., 2006 *Model kointegrovaných časových řad*. Diplomová práce, Universita Karlova v Praze.

(Bielkova, 2014) BIELKOVÁ N., 2014 *Průměrná mzda a HDP - vzájemné vztahy a vazby*. Diplomová práce, Vysoká škola ekonomická v Praze.

(Orlovska, 2011) ORLOVSKÁ P., 2011 *Ověření platnosti Phillipsovy křivky v zemích Visegrádské čtyřky v období transformace*. Diplomová práce, Mendelova universita v Brně.

(Fedorova, 2016) FEDOROVÁ, D., 2016 *Vybrané testy jednotkových kořenů v časových řadách*. Diplomová práce, Vysoká škola ekonomická v Praze.

(Miskolczi, 2015) MISKOLCZI, M., 2016 *Vícestavová analýza nezaměstnanosti a další statistické metody pro modelování nezaměstnanosti*. Disertační práce, Vysoká škola ekonomická v Praze.

(Klementová, 2006) Klementová, V., 2014 *Nezaměstnanost a HDP – analýza vzájemných vztahů*. Diplomová práce, Vysoká škola ekonomická v Praze.

## **Seznam Zkratek**

---

ADF	upravený Dickeyho Fullerův test
ADL	model dynamické regrese
AIC	Akaikeho informačné kritérium
BIC	Bayesovo informační kritérium
ČSU	Český statistický úřad
DW	Durbin-Watsonův test
EC	model korekce chyby
Inf	inflace
JB	Jarque–Beruv test
NAIRU	non-accelerating inflation rate of unemployment (míra nezaměstnanosti, která nemění tempo růstu míry inflace)
Nez	nezaměstnanost
VAR	vektorový autoregresní model
VŠPS	výběrové šetření pracovních sil

# Seznam tabulek

2.1	Rotační schéma z Výběrového šetření pracovních sil . . . . .	17
2.2	Rozpis referenčního období pro měsíční zpracování v roce 2013 . . . . .	18
3.1	Výstup pro upraveý Dickeyův-Fullerův test . . . . .	26
3.2	Výstup pro upraveý Dickeyův-Fullerův test . . . . .	26
3.3	Výstup pro Durbinuv Watsonuv test . . . . .	29
3.4	Výstup pro Durbinuv Watsonuv test . . . . .	31
3.5	Výstup pro Breuch - Godfreyuv test . . . . .	32
3.6	Výstup pro test homoskedasticity . . . . .	33
3.7	Výstup pro test normality . . . . .	35
3.8	Výstup pro test autokorelace . . . . .	35
3.9	Výstup pro test homoskedasticity . . . . .	36
3.10	Výstup pro test normality . . . . .	36
3.11	VAR(2) model pro inflaci . . . . .	37
3.12	VAR(2) model pro Nezaměstnanost . . . . .	38
3.13	Model pro test exogeneity pro inflaci . . . . .	39
3.14	Model pro test exogeneity pro nezaměstnanost . . . . .	39
3.15	F test sezónnosti řady inflace pro Německo . . . . .	43
3.16	F test sezónnosti řady nezaměstnanosti pro Německo . . . . .	44
3.17	Výstup upraveného DF testu pro časovou řadu inflace . . . . .	45
3.18	Výstup upraveného DF testu pro časovou řadu nezaměstnanosti . . . . .	45
3.19	Upravený DF test reziduí jednoduchého modelu . . . . .	46
3.20	Durbinův Watsonův test reziduí jednoduchého modelu . . . . .	46
3.21	Durbinův Watsonův test nesystematické složky modelu inflace . . . . .	48
3.22	Výstup pro test homoskedasticity nesystematické složky pro jedno- duchý model inflace . . . . .	48

3.23 Výstup pro test normality nesystematické složky jednoduchého modelu inflace . . . . .	48
3.24 Durbinův Watsonův test nesystematické složky podmíněného modelu nezaměstnanosti . . . . .	48
3.25 Výstup pro test homoskedasticity nesystematické složky podmíněného modelu nezaměstnanosti . . . . .	49
3.26 Výstup pro test normality nesystematické složky podmíněného modelu nezaměstnanosti . . . . .	49
3.27 Výstup pro podmíněný model inflace s rezidui . . . . .	49
3.28 Výstup pro podmíněný model nezaměstnanosti s rezidui . . . . .	50

# Seznam obrázků

2.1	Philipsova křivka pro Velkou Británii v letech 1861 až 1913 . . . . .	10
2.2	Philipsova křivka pro Velkou Británii v letech 1948 až 1957 . . . . .	11
2.3	Krátkodobá a dlouhodobá Phillipsova křivka . . . . .	13
3.1	Průběh inflace v České republice od roku 1993 do 2016 . . . . .	20
3.2	Průběh nezaměstnanosti v České republice od roku 1993 do 2016 . . .	21
3.3	Průběh Nezaměstnanosti v České republice od roku 1993 do 2016, sezónně očištěné . . . . .	23
3.4	ACF a PACF řady inflace pro Českou republiku . . . . .	24
3.5	ACF a PACF řady míry nezaměstnanosti pro Českou republiku . .	25
3.6	Průběh obou časových řad pro Českou republiku . . . . .	30
3.7	Histogram reziduí normálního rozdělení pro model inflace . . . . .	34
3.8	Průběh Inflace v Německu od roku 1993 do 2016 . . . . .	42
3.9	Průběh Nezaměstnanosti v Německu od roku 1993 do 2016 . . . . .	43
3.10	Průběh Nezaměstnanosti v České republice od roku 1993 do 2016 sezónně očištěná . . . . .	44
3.11	ACF a PACF řady inflace pro Německo . . . . .	45
3.12	ACF a PACF pro časovou řadu nezaměstnanosti Německa . . . . .	46
3.13	Průběh časové řady nezaměstnanosti a inflace pro Německo . . . . .	47