

Dopady ekonomické krize na ukazatele trhu práce

Diplomová práce

Vedoucí diplomové práce:

doc. Ing. Václav Adamec, Ph.D.

Autorka:

Bc. Radka Koničková

Brno 2016

Tímto bych chtěla poděkovat panu doc. Ing. Václavu Adamcovi, Ph.D. za věnovaný čas a cenné připomínky při zpracování této diplomové práce. Také bych chtěla poděkovat svému příteli a rodině za podporu.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Dopady ekonomické krize na ukazatele trhu práce**

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 předmetná 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 16. 5. 2016

Abstrakt

Koníčková R. Dopady ekonomické krize na ukazatele trhu práce. Diplomová práce. Brno: PEF Mendelu Brno, 2016

Tato diplomová práce se zabývá analýzou vybraných ukazatelů trhu práce (míra obecné nezaměstnanosti, počet nezaměstnaných osob, míra ekonomické aktivity, průměrná hrubá měsíční mzda, počet volných pracovních míst a počet uchazečů na jedno volné pracovní místo) od roku 2000 do roku 2015, přičemž se jedná o čtvrtletní data. Práce si klade za cíl zhodnotit vliv ekonomické krize na tyto ukazatele, tedy detekovat výskyt strukturálních zlomů kolem roku 2008. V literárním přehledu je kriticky zhodnocena odborná literatura vztahující se k problematice trhu práce a v závěru jsou zobecněny důležité výsledky této práce. Dopady ekonomické krize byly potvrzeny u všech uvedených časových řad, kromě průměrné hrubé měsíční mzdy a počtu volných pracovních míst.

Klíčová slova

Ekonomická krize, nezaměstnanost, průměrná hrubá měsíční mzda, míra ekonomické aktivity, strukturální zlom

Abstract

Koníčková, R. The impact of the economic crisis on the labor market indicators. Diploma thesis. Brno: FBE Mendelu Brno, 2016

The aim of this diploma thesis is analyse labor market's indicators (unemployment, number of unemployment, economic activity, average gross monthly salary, number of job vacancies and number of applicant per vacancy) till 2000 to 2015, which is focused on quarterly data. Diploma thesis focus on evaluating impact of economic crisis on these indicators, so discover occurrence of structural change in 2008. In literary overview there is critically evaluate literature bear on labor market and in conclusion generalized important outcomes of this diploma thesis. The impact of the economic crisis was confirmed at all of mentioned time series above, excluded gross monthly salary and number of job vacancies.

Keywords

Economic crisis, unemployment, average gross monthly salary, economic activity, structural breakpoint

Obsah

1	Úvod	11
2	Cíl práce	14
3	Literární přehled	16
3.1	Trh práce.....	16
3.1.1	Přístupy k trhu práce	16
3.1.2	Trh práce a Evropská unie.....	18
3.1.3	Vliv krize na trh práce.....	19
3.2	Nezaměstnanost.....	20
3.2.1	Typy nezaměstnanosti.....	21
3.3	Ukazatele trhu práce	22
3.4	Institucionální rámec.....	23
3.4.1	Minimální mzda	23
3.4.2	Systém sociální politiky v nezaměstnanosti	24
3.4.3	Legislativa ochrany zaměstnanosti	24
3.4.4	Kolektivní vyjednávání.....	25
3.4.5	Daňová politika	26
4	Materiál a metodika	27
4.1	Materiál.....	27
4.2	Regresní analýza	29
4.2.1	Hodnocení kvality.....	30
4.2.2	Testování hypotéz.....	31
4.3	Analýza časových řad.....	31
4.3.1	Box-Jenkinsova metodologie.....	32
4.3.2	Stacionarita časových řad	33
4.3.3	Strukturální zlomy.....	34

4.4	Klasický lineární regresní model a jeho předpoklady	34
5	Výsledky a diskuze	39
5.1	Obecná míra nezaměstnanosti	39
5.1.1	Korelace s hlavními makroekonomickými ukazateli.....	45
5.2	Počet nezaměstnaných osob	47
5.3	Míra ekonomické aktivity a průměrná hrubá měsíční mzda.....	53
5.3.1	Míra ekonomické aktivity	53
5.3.2	Průměrná hrubá měsíční mzda.....	59
5.4	Počet volných míst a počet uchazečů na jedno volné pracovní místo.....	64
5.4.1	Počet volných pracovních míst.....	64
5.4.2	Počet uchazečů na jedno volné pracovní místo.....	69
6	Závěr	75
7	Seznam použité literatury	80
A	Použitá data – závisle proměnné	88
B	Použitá data – korelační analýza	93

Seznam obrázků

Obr. 1	Příklady autokorelace chybové složky	36
Obr. 2	Příklad výskytu heteroskedasticity	37
Obr. 3	Graf vývoje obecné míry nezaměstnanosti 1Q2000-4Q2015	39
Obr. 4	Výstup QLR testu pro obecnou míru nezaměstnanosti	40
Obr. 5	Model ověření změny vývoje pro obecnou míru nezaměstnanosti	41
Obr. 6	Graf vyrovnaných a skutečných hodnot a predikce modelu SARIMA (2,1,0) (2,0,0) ₄ pro obecnou míru nezaměstnanosti	44
Obr. 7	Vzájemný korelogram d_mira_nezaměstnanosti a d_HDP	45
Obr. 8	Vzájemný korelogram d_mira_nezaměstnanosti a d_inflace	46
Obr. 9	Graf vývoje počtu nezaměstnaných osob 1Q2000-4Q2015	48
Obr. 10	Výstup QLR testu pro počet nezaměstnaných osob	49
Obr. 11	Model trendu pro počet nezaměstnaných osob se zlomem	49
Obr. 12	Graf vyrovnaných a skutečných hodnot a předpověď pro počet nezaměstnaných osob modelu SARIMA (1,1,0) (2,0,0) ₄	52
Obr. 13	Graf vývoje míry ekonomické aktivity 1Q2000-4Q2015	53
Obr. 14	Výstup QLR testu pro míru ekonomické aktivity	55
Obr. 15	Graf vyrovnaných a skutečných hodnot a předpověď pro míru ekonomické aktivity	58
Obr. 16	Graf vývoje průměrné hrubé měsíční mzdy od 1Q2000-4Q2015	59

Obr. 17	Výstup QLR testu pro průměrnou hrubou měsíční mzdu	61
Obr. 18	Graf vyrovnaných a skutečných hodnot a předpověď modelu se zlomy pro průměrnou hrubou měsíční mzdu	63
Obr. 19	Graf vývoje počtu volných pracovních míst 1Q2000-4Q2015	64
Obr. 20	Graf QLR testu pro počet volných pracovních míst	66
Obr. 21	Graf vyrovnaných a skutečných hodnot a předpověď pro počet volných pracovních míst	69
Obr. 22	Graf vývoje počtu uchazečů na jedno volné pracovní místo 1Q2000-4Q2015	70
Obr. 23	Výstup QLR testu pro počet uchazečů na jedno volné pracovní místo	71
Obr. 24	Model ověření změny vývoje pro počet uchazečů na jedno volné pracovní místo	71
Obr. 25	Předpověď modelu SARIMA (0,1,1) (1,0,0)₄ pro počet uchazečů na jedno volné pracovní místo	74

Seznam tabulek

Tab. 1	Parametry modelu SARIMA (2,1,0) (2,0,0)₄ pro obecnou míru nezaměstnanosti	42
Tab. 2	Výsledky testů modelu SARIMA (2,1,0) (2,0,0)₄ pro obecnou míru nezaměstnanosti	43
Tab. 3	Předpověď modelu SARIMA (2,1,0) (2,0,0)₄ pro obecnou míru nezaměstnanosti	44
Tab. 4	Parametry modelu SARIMA (1,1,0) (2,0,0)₄ pro počet nezaměstnaných osob	50
Tab. 5	Výsledky testů modelu SARIMA (1,1,0) (2,0,0)₄ pro počet nezaměstnaných osob	50
Tab. 6	Předpověď pro počet nezaměstnaných osob (tis.) modelu SARIMA (1,1,0) (2,0,0)₄	52
Tab. 7	Parametry modelu míry ekonomické aktivity bez zahrnutí strukturálního zlomu	54
Tab. 8	Finální parametry modelu pro míru ekonomické aktivity se zahrnutím dvou zlomů	56
Tab. 9	Výsledky testů pro model míry ekonomické aktivity	57
Tab. 10	Předpověď modelu se dvěma zlomy pro míru ekonomické aktivity	58
Tab. 11	Parametry modelu průměrné hrubé měsíční mzdy bez zahrnutí strukturálního zlomu	60
Tab. 12	Parametry modelu průměrná hrubá měsíční mzda se strukturálním zlomem	62
Tab. 13	Výsledky testů pro model průměrné hrubé měsíční mzdy	62

Tab. 14	Předpověď modelu se zlomem pro průměrnou hrubou měsíční mzdu	63
Tab. 15	Parametry modelu počtu volných míst bez zahrnutí strukturálního zlomu	65
Tab. 16	Parametry modelu pro počet volných pracovních míst po zahrnutí strukturálního zlomu	67
Tab. 17	Výsledky testů verifikace pro počet volných pracovních míst	67
Tab. 18	Předpověď modelu se zlomy pro počet volných pracovních míst v tis.	68
Tab. 19	Parametry modelu SARIMA (0,1,1) (1,0,0)₄ pro počet uchazečů na jedno volné pracovní místo	72
Tab. 20	Výsledky testů verifikace modelu SARIMA (0,1,1) (1,0,0)₄ pro počet uchazečů na jedno volné pracovní místo	72
Tab. 21	Předpověď modelu SARIMA (0,1,1) (1,0,0)₄ pro počet uchazečů na jedno volné pracovní místo	74

1 Úvod

Ekonomická hypoteční krize, která započala v USA v roce 2008, byla posléze bezpochyby světová. Hypoteční proto, že vše původně začalo na trhu s nemovitostmi v USA ve spojitosti s poskytováním hypoték. Prvním zákonem, který napomohl ke spuštění této zprvu hypoteční krize, byl Community Reinvestment Act. Tento zákon nepřímo nutil banky půjčovat klientům bez ohledu na jejich solventnost a bonitu. Bojoval proti tzv. redliningu (úvěrové znevýhodnění sociálně slabších lokalit) a snažil se odbourat rasovou diskriminaci. Do té doby banky nechtěly poskytovat úvěry celým lokalitám, kde se vyskytovaly osoby se špatnou platební morálkou. Na základě tohoto zákona nebyly sice nuceny poskytovat rizikové hypoteční úvěry, ale pokud měli zájem o fúzi, musely prokázat americkým úřadům, že tzv. redlining opustily. Mělo to za následek poskytování většího počtu úvěrů sociálně nejslabším obyvatelům. Takovým hypotékám, které jsou poskytovány lidem, kteří by si je za normálních okolností nemohli dovolit, se říká subprime hypotéka. Výše zmíněné platí pro americký trh, jelikož tam všechno původně začalo.

Časově vymezit začátek této krize je prakticky nemožné, protože její počátek můžeme pouze odhadovat ze signálů, které pronikly na veřejnost. Ačkoliv vše začalo v USA již na začátku roku 2007, díky otevřenosti ostatních ekonomik a ovlivnitelnosti americké ekonomiky jakožto světové, rozšířila se tato krize i do ostatních států světa.

Hypoteční krize postupem času přerostla na krizi likvidity a banky tak měly čím dál tím méně finančních prostředků. Také domácnosti i firmy se postupně dostávaly do neschopnosti splácet. Mnoho bank se z toho důvodu dostalo do problémů způsobených nedostatkem likvidity. Tato absence likvidity mohla vyvolat situaci bankovního runu, který by mohl narušit rovnováhu celého hospodářství.

I přes opatření, které státy a instituce podnikly, přerostla hypoteční krize v USA v celosvětový problém, který procházel celou ekonomikou. Netrvalo to dlouho a dostavily se první problémy – krachy bank a pojišťoven, mimo jiné oznámila bankrot investiční banka Lehman Brothers. Od té doby se burzy akcií propadly a to bylo stěžejním důvodem pokračování ekonomické krize. Od tohoto okamžiku se přestává mluvit o hypoteční krizi, ale světové finanční krizi. Pokles akcií zapříčinil snížení hodnoty mnoha firem. Krize měla vliv i na český trh nejen u bank, jelikož byly zasaženy i mateřské společnosti českých společností sídlících v USA.

K rozšíření krize do celého světa navíc zásadním způsobem přispěla sekuritizace, což prakticky znamená sjednocení problémových úvěrů do jednoho balíku a následný prodej na kapitálových trzích, kde se setkávají i zahraniční investoři.

Tato krize, která oficiálně začala v prosinci roku 2007 a skončila v červnu roku 2009, přinesla nejvyšší hodnotu nezaměstnanosti od roku 1983 v USA. Ačkoliv je tato krize už pryč, její vlivy nebyly zdaleka zachyceny a existuje zde mnoho ekonomických důsledků, které se projeví i na trhu práce, kterým je potřeba ještě porozumět.

Nároky a požadavky zaměstnavatelů na dovednosti a kvalitu uchazečů stále rostou a to nejen technologickým vývojem, ale odráží i současné prostředí na trhu práce, kde je lidský kapitál nepostradatelnou složkou vlastnictví jednotlivých ekonomických subjektů. Nikdo nepochybuje o tom, že kvalitní vzdělávání a příprava na budoucí zaměstnání pomáhá v bitvě proti nezaměstnanosti. Lidský faktor se zcela jistě stává předpokladem pro budoucí rozvoj firmy a je tedy i jeho nepostradatelnou a důležitou součástí a z toho plyne, že investice do něj patří mezi ty nejdůležitější.

Po vstupu do Evropské unie musí Česká republika akceptovat principy mnoha politik ujednaných ve Smlouvě o Evropském společenství a dalších aktech Evropské unie. Systém politiky zaměstnanosti Evropské unie klade důraz na přesměrování sociálních vládních výdajů na opatření, která budou vést ke zvýšení zaměstnanosti včetně spojených vzdělávacích a daňových opatření. Tato opatření jsou mířena na snížení současné demotivace nezaměstnaných k jejich motivaci k přijetí zaměstnání. Při analýze a hodnocení trhu práce je potřeba dívat se na ukazatele, jejichž porovnáním lze analyzovat stav na trhu práce. Na trhu práce došlo po vstupu České republiky do EU k výrazným změnám a posunu k novému konceptu otáček trhu práce. Smysl ekonomických analýz a hodnocení vývoje trendů v prostředí trhu práce se stal tedy nepostradatelnou součástí.

Na trh práce lze pohlížet jak z makroekonomického tak mikroekonomického hlediska. Mikroekonomie studuje individuální chování jednotlivců na tomto trhu a makroekonomie naproti tomu sleduje vztah trhu práce a ostatních trhů a vliv na další makroekonomické ukazatele (inlace, HDP atd.) Trh práce je místo, kde se střetává poptávka po práci, kterou tvoří potenciální zaměstnavatelé, s nabídkou práce, kterou představují jednotliví uchazeči o zaměstnání, kde předmětem koupě a prodeje je pracovní síla. Pro vývoj na tomto trhu mají obrovský význam změny, ke kterým dochází jak u struktury, tak i u objemu poptávky i nabídky po práci, přičemž v rámci makroekonomických analýz je těmto dvěma parametřům věnována

vysoká pozornost. Nabídka práce se definuje jako počet osob, kteří nabízejí na trhu práce svůj výrobní faktor při určité výšce mezd. Pokud je tato osoba zaměstnána, můžeme hovořit o uspokojené nabídce práce. Existuje však také nabídka neuspokojená, jež tvoří ty osoby, které chtějí pracovat, vyvíjejí úsilí a práci si tedy hledají, ale z rozmanitých důvodů (nedostatek pracovních míst, nedostatečné znalosti apod.) nepracují. Lze tedy říct, že neuspokojenou nabídku práce tvoří nezaměstnaní. Ve spojitosti s oblastí trhu práce se můžeme setkat s pojmem přirozená míra nezaměstnanosti, která se definuje jako míra, při které se trh práce ocitá v dlouhodobé rovnováze. Můžeme zároveň říct, jestliže existuje v národní ekonomice přirozená míra nezaměstnanosti, všichni obyvatelé, co chtějí při určité výšce mzdové sazby pracovat, jsou zaměstnaní, a tedy pracují. Tento zmíněný status se pak v ekonomické teorii označuje za plnou zaměstnanost.

Na trhu práce může docházet k řadě přesunů, které mohou ovlivnit rovnováhu na trhu práce i v celé ekonomice. Ve většině případů se narušení rovnovážného stavu týká růstu počtu nezaměstnaných, a proto se vývoj ve sféře nezaměstnanosti považuje za jeden ze stěžejních sociálně-ekonomických nesnází soudobé moderní společnosti. Ze zmíněného důvodu patří ukazatel míry nezaměstnanosti k jednomu z nejsledovanějších témat národního hospodářství, kterou můžeme definovat jako procentuální podíl nezaměstnaných osob na souhrnném počtu ekonomicky aktivních osob.

2 Cíl práce

Cílem této diplomové práce je analyzovat dopady ekonomické krize na vybrané ukazatele trhu práce v letech 2000 až 2015. Údaje získané z Českého statistického úřadu a statistických zdrojů Ministerstva práce a sociálních věcí budou kvantitativně charakterizovat dopady ekonomické krize na trh práce v České republice. V literárním přehledu bude zhodnocena odborná literatura vztahující se k problematice trhu práce a nezaměstnanosti. Dále budou popsány zkoumané data a statistické metody jejich zpracování. Stěžejní část této práce se bude věnovat detekci výskytu strukturálních zlomů ve vybraných časových řadách (počet nezaměstnaných, míra nezaměstnanosti, míra ekonomické aktivity, počet volných pracovních míst, počet uchazečů na jedno volné pracovní místo a výše průměrné hrubé měsíční mzdy) a dále ověřena korelace míry nezaměstnanosti s hlavními makroekonomickými ukazateli (růst HDP, míra inflace, úrokové sazby, směnný kurz CZK/EUR). Na makroekonomické úrovni budou formulována měnová, rozpočtová a hospodářská opatření vedoucí ke stabilizaci situace na trhu práce.

Pro naplnění tohoto cíle byly formulovány a v práci budou ověřovány následující hypotézy:

Hypotéza 1: Vývoj počtu nezaměstnaných osob je ovlivněn průběhem ekonomické krize.

Hypotéza 2: Vývoj míry ekonomické aktivity a průměrné hrubé měsíční mzdy se změnil po začátku ekonomické krize.

Hypotéza 3: Vývoj obecné míry nezaměstnanosti se změnil v důsledku ekonomické krize a je korelován s vývojem HDP, mírou inflace, vývojem směnného kurzu CZK/EUR a úrokovými sazbami.

Hypotéza 4: Vývoj počtu volných pracovních míst a vývoj počtu uchazečů na jedno volné pracovní místo je ovlivněn propuknutím ekonomické krize.

Tyto hypotézy budou ověřeny prostřednictvím aplikace vhodných ekonometrických a statistických metod a dopady na jednotlivé ukazatele budou kvantitativ-

ně vyjádřeny ve vlastní práci. V závěru práce budou zobecněny důležité výsledky této práce.

3 Literární přehled

3.1 Trh práce

V této diplomové práci je naším středem zájmu především trh práce a jeho ukazatele, protože jde o velmi atraktivní tematiku, která se dotýká zaměstnanosti a mezd, což jsou velmi důležité součásti všech hospodářství. Práce je dle Jurečky a kolektivu (2010) nejdůležitějším výrobním faktorem, bez kterého by veškeré důmyslné kapitálové statky ani nebyly. Jakožto i vlastníci jiných výrobních faktorů i vlastníci práce za poskytnuté služby dostávají důchod, tedy mzdu. To uvádí i Boeri (2008).

Práce, jak tvrdí Brožová (2006) vždy byla a doposud je důležitou součástí chování každého člověka a zařazuje lidi do sociálních skupin. Trh práce tvoří komplikovaný systém, který je součástí tržního hospodářství. Dle ní je trhem, na kterém se poptává a nabízí primární výrobní faktor. Dodává, že schopnost práce je vázána na jednotlivého člověka, protože každý má jiné dovednosti a schopnosti, talent a také jiné pracovní ale i životní zkušenosti.

Trh práce je dle Holmana (2007) charakterizován, jako každý jiný trh, poptávkou po práci a nabídkou práce. To uvádí i Palát (2011). Na trhu probíhá konkurence jak na straně poptávky, tak na straně nabídky. Prakticky to znamená, že mnoho lidí práci nabízí a mnoho firem práci také poptává. S tím souhlasí i Jírová (2002). Mluvíme přitom dle Holmana (2007) o tržní poptávce práce, která je poptávkou všech podniků v dané ekonomice a o tržní nabídce práce, která je součtem individuálních nabídek práce každého z nás. Křivka individuální nabídky práce přitom závisí na preferencích každého člověka ohledně spotřeby a volného času. Jako každý trh i trh práce spěje k rovnováze, kdy se nabídka rovná poptávce. Nerovnováha trhu práce vznikne buď přebytkem, kdy vzniká nezaměstnanost, nebo nedostatkem, přičemž jde o přechodnou situaci na trhu práce, který se vyčišťuje reálnou mzdou.

3.1.1 Přístupy k trhu práce

Jak uvádí Palát (2012), existuje několik přístupů k otázkám vzniku a příčin nezaměstnanosti z hlediska odlišných směrů ekonomické myšlení. Klasikové předpokládají pružné ceny a mzdy, které čistí trh, naproti tomu keynesovci vychází z nepružnosti nominálních mezd, což zapříčiňuje nemožnost vyčištění trhů. V 70. le-

tech 20. století vznikaly dva směry – nová keynesovská ekonomie a nová klasická makroekonomie, přičemž měly oba jiné závěry týkající se trhu práce. Nová klasická makroekonomie opět použila předpoklad pružných cen souvisejících s vyčišťováním trhů, přičemž stojí za zmínku hypotéza racionálních očekávání - dle **školy racionálních očekávání** se ekonomické subjekty rozhodují nejen z minulých zkušeností, ale berou v úvahu i prognózy a všechny jiné dostupné údaje. Jejím hlavním představitelem je Robert Lucas, který zformuloval nový pohled na vztah mezi změnou míry nezaměstnanosti a změnou cenové hladiny, tedy Phillipsovu křivku. Tím pádem zaměstnanci předpovídají výšku cenové hladiny – tvoří racionální očekávání, předpokládají plnou zaměstnanost a to znamená, že hospodářská politika neovlivní nijak produkt. Proto Lucas doporučuje jasné a stabilní opatření hospodářské politiky.

Palát (2012) dále k **monetarismu** uvádí osobnost zakladatele tohoto směru Milтона Friedmana. V případě trhu práce Milton Friedman zkoncepoval teorii mylného vnímání cenové hladiny zaměstnanci, kdy firmy předpokládají vývoj cen správně a rozhodují se tedy podle reálné mzdy, naproti tomu zaměstnanci, kteří tvoří adaptivní očekávání, v případě zvýšení cenové hladiny nabízí více práce. Po určité době, kdy zaměstnanci zjistí, že se jim zvýšily nominální mzdy, ale zároveň vzrostla i cenová hladina, vrací se jejich reálná mzda na stejnou úroveň, avšak ve vyšší cenové hladině.

Po druhé světové válce se dle tohoto autora začal vyvíjet nový směr - **neoklasická syntéza**, kterou zastávali autoři Modigliani, Hansen, Tobin a jiní. Příčiny výskytu nedobrovolné nezaměstnanosti vysvětlovali pomocí rigidity cen a mezd. Tato rigidita mezd směrem dolů brání vyčišťování trhu práce například díky činnostem odborů nebo existencí dlouhodobých smluv. Past na likviditu je dalším problémem dosažení plné zaměstnanosti, která brání snížení úrokové míry. Tvrdili, že v ekonomice existuje pouze dobrovolná nezaměstnanost. Neokeynesovská Phillipsova křivka upozorňuje na možnost substituce mezi inflací a nezaměstnaností, stagflace v 70. letech ovšem tento vztah vyvrátila, rostla totiž inflace nezaměstnanost zároveň.

Palát (2012) také uvádí, že ekonomové **nové keynesovské ekonomie** se ve svých teoriích pokouší vysvětlit příčiny přizpůsobování cen a mezd. Zastánci této teorie (Okun, Mankiw, Yellen atd.) dospěli k názoru, že k těmto nepružnostem dochází z důvodu jejich výhodnosti jak pro zaměstnance tak i zaměstnavatele. Hušek a Pelikán (2003) zdůrazňují, že neokeynesovské modely se orientují spíše na stra-

nu poptávky v ekonomie, ale zahrnují i nabídkovou stranu, na rozdíl od postkeynesiánců.

Dle Paláta (2012) **postkeynesovci** považují trh práce za specifický trh, ve kterém se odráží sociální vztahy a nedochází k jeho vyčištění. Postkeynesovci zdůrazňují negativní dopad pružnosti mezd, které znesnadňují rozhodování firem. Stát by se podle nich měl aktivně podílet na snižování nezaměstnanosti a omezit nerovnosti v důchodech. Hušek a Pelikán (2003) uvádějí, že postkeynesiánci kladli důraz především na stranu agregátní poptávky. Palát (2012) dodává, že pouze s pomocí vlivu státu (např. stimulací poptávky a nástroji důchodové politiky) se můžeme přiblížit plné zaměstnanosti.

3.1.2 Trh práce a Evropská unie

Česká republika vstoupila v roce 2004 do Evropské unie a podle Řehoře (2010) mají procesy probíhající na evropském trhu práce odraz také na českém trhu. Podle něho v roce 1997 členské země sestavily několik společných cílů pro politiku týkající se zaměstnanosti a zavázaly se je každoročně monitorovat. Přijaly Evropskou strategii zaměstnanosti (ESZ) za účelem omezení rostoucí nezaměstnanosti.

V roce 2000 akceptovaly dle Kotýnkové (2006) členské země Lisabonskou strategii, která vyjadřovala snahu vnesení nového přístupu k pojmání politiky, jelikož smyslem zmíněné strategie bylo dosažení vzájemné souhry a propojení politik, a to konkrétně hospodářské, sociální a politiky zaměstnanosti.

Řehoř (2007) uvádí, že Evropská unie si klade za cíl vytvářet větší počet pracovních míst, ale také napomáhat k tvorbě nových míst větší kvality. Zákon o zaměstnanosti dle portálu MPSV (2016) říká, že úlohou politiky zaměstnanosti státu jsou opatření na podporu a dosažení stejného zacházení s muži i ženami a koordinace prostředků ve sféře zaměstnanosti a rozvoje lidských zdrojů v kooperaci s evropskou strategií.

Kotýnková a Němec (2003) uvádějí tři prostředky k ovlivnění vývoje vztahů na trhu práce:

1. *Aktivní politika zaměstnanosti*
2. *Pasivní politika zaměstnanosti* – podmínky a výše pro sociální benefity v nezaměstnanosti
3. *Hospodářsko-politická opatření* – podpora malého a středního podnikání, investiční pobídky aj.

Aktivní politika zaměřená na trh práce by se dala definovat dle Neščákové (2012) jako souhrn opatření, které směřují k zajištění maximální zaměstnanosti. To uvádí i Vybíhal (2015) a dodává, že spočívá zejména v podpoře výrobních programů podporujících tvorbu nových pracovních míst. Při této činnosti je klíčová úloha Ministerstva práce a sociálních věcí a Úřadů práce. Neščáková (2012) rozeznává nástroje a opatření aktivní politiky zaměstnanosti. Mezi nástroje řadí například rekvalifikace a veřejně prospěšné práce a mezi opatření například různé druhy poradenství a podporu zaměstnání osob ZTP. Tyto nástroje a opatření uvádí i Řehoř (2010) a Kotýnková a Němec (2003).

Daguerre (2007) naopak argumentuje, že rozvoj aktivní politiky zaměstnanosti není odpověď na problémy trhu práce a že reformy směřují směrem k podmíněnému sociálnímu blahobytu. K tomu dodávají Layard, Jackman a Nickell (2005), že mnoho studií prokázalo, že aktivní politika zaměstnanosti má spíše negativní dopad na nezaměstnanost a při určitých okolnostech může být tato politika efektivní. Konkrétně asistence u hledání práce má dlouhodobě pozitivní výstup, ale další druhy opatření jako třeba systém subvencí v nezaměstnanosti musí být dobře navržen, jestli má být efektivní.

3.1.3 Vliv krize na trh práce

V období krize na trhu práce rapidně poklesla nabídka práce a zároveň se zvýšila poptávka po práci. Dle Ministerstva práce a sociálních věcí (2011) se důsledky krize zmírnily od 2. pololetí roku 2009 – tempo růstu nezaměstnanosti se snížilo. Řehoř (2010) doplňuje, že ekonomická krize se dotkla vesměs všech sektorů hospodářství. Téměř každá malá nebo střední firma propouštěla své zaměstnance nebo omezovala výrobu. Navíc se do českých podniků odrazily problémy zahraničních zákazníků.

MPSV (2015) uvádí, že celosvětová finanční a ekonomická krize měla vliv na politiku zaměstnanosti. Ekonomika České republiky byla vzhledem ke své otevřenosti zasažena poklesem hospodářského růstu, a proto se politika zaměstnanosti zaměřila zejména na pomoc svým občanům při ztrátě zaměstnání.

Informace z 1. července 2015 signalizují oživení trhu práce a podle idnes.cz (2015) je volných pracovních míst mnoho. Také reklamní spoty v celostátních televizích inzerují, že volných míst je nejvíce za posledních 10 let. Podle zmiňovaného serveru také poptávka po práci (potenciální uchazeči o zaměstnání) jasně převyšuje nabídku (firmy nabízející práci) po práci, přičemž největší podíl představuje automobilový průmysl. Nedostatek je podle nich řemeslníků, ale také obchodních

zástupců a dělníků. Zaměstnavatelé tak pro přilákání nových uchazečů mění systém benefitů a také nabízejí více pozic s flexibilní formou zaměstnání.

Dle Paláta (2013) ekonomická krize vyústila v největší recesi od Velké Deprese. Některé z efektů této krize na migraci na trhu práce jsou jen prozatímní a až se vytratí, migrační toky budou ovlivněny zase „tradičními“ strukturálními determinanty, kupříkladu vývojem trhu práce, demografickou strukturou populace v přijímacích a vysílacích zemích a hlavními trendy globální ekonomiky. Ačkoliv zkušenosti nabyté z Velké Deprese a ostatních krizí v minulosti ukázaly, že některé vlivy a politiky, které byly původně aplikovány v krátké perspektivě, mohou přetrvávat po léta, i když krize už odzněla. Dodává, že ekonomické benefity mezinárodní migrace jsou obrovské, protože volný pohyb pracovníků vede k realokaci práce, což se stává vysoce efektivní a to přispívá k zvyšování celkového blahobytu. Chybou však zůstává, že obvykle nezvažují všechny ekonomické a sociální náklady, které jsou relevantní k těmto pohybům práce. Na závěr Palát (2013) uvádí, že poptávka po práci se snižuje během ekonomické krize a to může vést k zavedení politik, které navrhuje redukcí nové migrace do země.

3.2 Nezaměstnanost

Trh práce není dle Holmana (2007) jako každý jiný trh – vyskytuje se na něm nezaměstnanost. Nezaměstnanost je stav na trhu práce, kdy část obyvatel není ochotna nebo schopna si najít placené zaměstnání. Míra nezaměstnanosti je dle metodiky Českého statistického úřadu (2015) počítána jako podíl počtu neumístěných uchazečů o zaměstnání evidovaných na úřadech práce k ekonomicky aktivním osobám.

Můžeme ji zapsat dle Boeriho (2008) jako:

$$u = \frac{U}{L + U} \quad (1)$$

kde u je míra nezaměstnanosti v %, U je počet nezaměstnaných a L je počet zaměstnaných.

Constantin (2015) definuje nezaměstnanost jako ekonomický a sociální fenomén, kdy část aktivního obyvatelstva není zaměstnána v produkci a sociálním procesu. Tvrdí, že většina ekonomů a sociologů ji nazývá jako nečinnost člověka, který může pracovat.

Dle Layarda, Jackmana a Nickella (2005) je nezaměstnanost velmi důležitá – snižuje výstup a agregovaný příjem. Nezaměstnanost kolísá v průběhu času. Některé z těchto fluktuací jsou krátkodobé změny, které se celkem rychle mohou obrátit. Podle nich se nezaměstnanost liší spíše mezi hospodářskými cykly než v průběhu hospodářských cyklů v téměř všech zemích (například nezaměstnanost velmi klesla během a po druhé světové válce).

Také tvrdí, že hlavními sociálními institucemi, které ovlivňují nezaměstnanost, jsou dávky v nezaměstnanosti a systém determinace mezd, přičemž zdůrazňují, že důležitými determinanty systému sociálních dávek je úroveň dávek, jejich pokrytí, délkou času, po který jsou dostupné a přísností, se kterou jsou provozovány. Navíc dodávají, že mnoho vládních politik se zabývá zvýšením způsobilosti a ochoty nezaměstnaných dostat zaměstnání a jsou označovány jako aktivní politika zaměstnanosti.

Nejdůležitější rozdíl v mírách nezaměstnanosti je mezi povoláními. Míra nezaměstnanosti nekvalifikovaných pracovníků je mnohem větší než míra nezaměstnanosti u odborných a řídicích pracovníků.

Layard, Jackman a Nickell (2005) uvádí doporučené a nedoporučené ošetření nezaměstnanosti. Mezi **doporučené** řadí například omezit dobu trvání pro oprávněné čerpání benefitů, posílit prověření hledání práce, zavést aktivní politiky zvýšení zaměstnanosti, přičemž konkrétně uvádí zacílenou průpravu mládeže, vysoce kvalitní služby rozmístění uchazečů a garance aktivity pro dlouhodobě nezaměstnané a mezi **nedoporučené** uvádí například sdílení práce a dotace při předčasném odchodu do důchodu.

3.2.1 Typy nezaměstnanosti

Palát (2011) rozlišuje tři typy nezaměstnanosti dle příčin, a to frikční, strukturální a cyklickou. **Frikční** nezaměstnanost není pro ekonomiku nebezpečná, spíše prospěšná, jak tvrdí Jurečka (2013). Souvisí s pohybem obyvatelstva během života – přesun do jiného zaměstnání za vyšší mzdou, lepšími pracovními podmínkami, stěhování za partnerem apod. Oba autoři se shodují na tom, že se jedná o krátkodobou nezaměstnanost.

Strukturální nezaměstnanost se dle Paláta (2011) týká určitého odvětví nebo regionu. Při výskytu nižší poptávky po statcích daného odvětví je menší poptávka i po pracovnících. U tohoto typu nezaměstnanosti klade autor důraz na regionální odlišnost – příčina regionálních disparit je i strukturální nezaměstnanost. Problémům strukturální nezaměstnanosti se dá předcházet vhodnou regionální politikou

v oblasti vzdělávání. Také klade důraz na aktivní politiku státu - rekvalifikace pracovníků. Jurečka (2013) dodává, že strukturální nezaměstnanost patří mezi ty nejzávažnější.

Cyklická nezaměstnanost souvisí podle Paláta (2011) s hospodářským cyklem dané ekonomiky. Když je recese, produkt klesá a nezaměstnanost roste a naopak, když se ekonomika nachází v období expanze, produkt roste a nezaměstnanost klesá.

3.3 Ukazatele trhu práce

K hodnocení trhu práce je nutné použít dle Řehoře (2010) ukazatele, jejichž prostřednictvím můžeme porovnávat stav na trhu práce a to i mezi územími. Tyto ukazatele jsou sjednoceny s normami Evropské unie a tvoří základnu pro podporu rozvoje trhu práce. Souběžně jsou tyto ukazatele kvantifikovatelné a jdou podloženy informační soustavou.

Hrabánková (2007) dělí ukazatele trhu práce do 7 skupin, přičemž některé z nich jsou:

1. Obyvatelstvo
 - počet,
 - věk,
 - vzdělání aj.
2. Muži a ženy na trhu práce
 - počet,
 - zaměstnanost,
 - mzdy aj.
3. Ekonomické subjekty na trhu práce
 - počty,
 - právní formy,
 - počet zaměstnanců,
 - odvětví aj.
4. Mzdy
 - průměrná hrubá měsíční mzda,
 - mzdy dle odvětví, vzdělání apod.
5. Nezaměstnanost
 - míra nezaměstnanosti,
 - počet volných pracovních míst,

- počet uchazečů o zaměstnání aj.
6. Zaměstnanost
 - míra ekonomické aktivity,
 - zaměstnanost dle odvětví,
 - počet odpracovaných hodin,
 - částečné úvazky,
 - počet pracujících s hlavním zaměstnáním aj.
 7. Aktivní a pasivní politiky
 - příspěvky,
 - rekvalifikace,
 - programy Úřadů práce aj.

3.4 Institucionální rámec

Podle Ederveena a Thissena (2004) je fungování trhu práce ovlivněno spektrem institucionálních, legislativních, politických a kulturních mechanismů. Tito autoři mezi ně například řadí:

- Minimální mzda
- Systém sociálních podpor během nezaměstnanosti
- Daňová politika
- Mzdové vyjednávání
- Legislativa ochrany zaměstnanosti

3.4.1 Minimální mzda

Neščáková a Marelová (2013) definují minimální mzdu jako nejnižší možnou výši odměny za práci v pracovně-právním vztahu vykonanou v souladu s pracovní smlouvou nebo na základě dohod uskutečněných v jiném než pracovním poměru. Tuto definici podporuje i Janečková (2014). Boeri (2008) definuje minimální mzdu jako instituci na trhu práce stanovující nejnižší mzdovou hranici, která je vyplácena jednotlivým pracovníkům. Jak uvádí Baldwin a Wyplosch (2004) instituce minimální mzdy je zřízena ve většině rozvinutých ekonomik a má dva zásadní sociální záměry:

1. cílem této legislativy je ochraňovat méně vzdělané a tak více zranitelné obyvatele, aby si vydělali i na základní životní potřeby (např. bydlení)
2. zmírnění nerovnosti příjmů obyvatelstva

S bodem 1 souhlasí i Janečková (2014). Dle Tvrdoně (2007) ve vyspělých ekonomikách je systém minimální mzdy považován za důležitý faktor způsobující nezaměstnanost a to především u méně kvalifikovaných pracovníků. Podle Immervolla (2007) vyšší mzda motivuje k práci a tak může zvýšit zaměstnanost na té části trhu práce, kde je slabší nabídka práce. S tím souhlasí i Tvrdoň (2007), avšak na druhé straně předpokládá, že existence statutu minimální mzdy má i záporný dopad obzvláště na mladé pracovníky. Hlavní otázkou však zůstává určení výše minimální mzdy, která bude nejspíše vždy spornou otázkou, protože pokud je minimální mzda příliš nízká, dostatečně nemotivuje obyvatele k práci, naproti tomu, pokud je stanovena moc vysoko, svazuje tak zaměstnavatele a mohla by vyvolat růst výskytu šedé ekonomiky.

3.4.2 Systém sociální politiky v nezaměstnanosti

Jak uvádí Tvrdoň (2007) systém sociálních dávek a podpor během nezaměstnanosti jsou zároveň s legislativou ochrany zaměstnanosti dva proudy ochrany zaměstnanců proti riziku ztráty zaměstnání. Rozdíl je v tom, že legislativní ochrana zaměstnanosti nevyvolá daňovou zátěž, dávky a podpory během trvání nezaměstnanosti jsou placeny z příjmů plynoucích ze zdanění práce.

Podle Grubba (2000) většina zákonů, které upravují podmínky pro poskytnutí těchto benefitů jsou přísné v tom, že po určitém čase trvání nezaměstnanosti jsou žadatelé povinni přijmout jakoukoli práci bez vazby na očekávané platové požadavky nebo získané vzdělání.

Jackman, Layard a Nickell (2005) uvádí dva principy fungování sociálních dávek – za prvé snižují obavu z nezaměstnanosti a zvyšují tak tlak odborů na zvýšení mezd, a za druhé redukují účinnost zaplnění dalších pracovních pozic nezaměstnanými a podněcují tím zaměstnavatele k zvýšení mezd. Dále tito autoři uvádí, že čím déle se poskytují tyto benefity, tím déle pak trvá nezaměstnanost.

3.4.3 Legislativa ochrany zaměstnanosti

Podle Tvrdoně (2007) legislativa týkající se ochrany zaměstnanosti sestává z pravidel, které upravují proces najímání a propouštění zaměstnanců. Podrobněji to

jsou právní normy upravující najímání zaměstnanců, ukončení pracovního poměru, výpovědní lhůtu aj. Dále uvádí druhy právních ochran upravujících tuto problematiku: zákony obecné (např. zákoník práce), specifická legislativa (individuální zaměstnanecké smlouvy) a ústavní ustanovení (např. zákaz diskriminace). Kromě tohoto ale ještě za zdroj považuje kolektivní dohody, které zpravidla doplňují základní legislativu.

Layard, Jackman a Nickell (2005) se ale přiklání k názoru, že legislativní ochrana zaměstnanosti omezuje chování firem, tím se zvyšují náklady práce a může to snižovat celkovou zaměstnanost. S tím souhlasí i Boeri (2008).

3.4.4 Kolektivní vyjednávání

Ministerstvo práce a sociálních věcí (2015) charakterizuje kolektivní vyjednávání jako jednu z metod komunikace mezi odborovou organizací a zaměstnavateli při řešení mzdových a ostatních práv v pracovněprávním vztahu, přičemž cílem tohoto jednání je uzavření kolektivní smlouvy. Postup vyjednávání, uzavírání kolektivní smlouvy a řešení sporů je upraven zákonem č. 2/1991 Sb. v platném znění.

Smyslem kolektivního vyjednávání je sjednat pracovní podmínky pracovníků a to včetně odměňování zaměstnanců a upravit vztahy mezi odborovou organizací, což je zástupce zaměstnanců, a zaměstnavatelem, přičemž cílem je zajistit podnikový, odvětvový a celostátní sociální smír. Vizí kolektivní smlouvy je vytvořit podmínky, které pomáhají podniku zajistit stabilitu a ta se tak může zaměřit na své strategické cíle. Zároveň zaměstnancům přináší záruku mzdových ale i pracovních podmínek. S uvedenou vizí kolektivní smlouvy souhlasí i Kociánová (2010) a Dvořáková (2007).

Tvrdoň (2007) navíc dodává, že smyslem odborů je posílení vyjednávací pozice zaměstnanců vůči zaměstnavatelům. Dále tvrdí, že v zemích Evropské unie hrají odbory důležitou roli ve mzdovém vyjednávání a mají vliv na náklady práce. Větší intenzita odborů má tendenci zvýšit mzdy nad jejich rovnovážnou tržní hodnotu.

Podle něho existují tři úrovně mzdového vyjednávání:

1. centralizované – celonárodní úroveň
2. střední úroveň – v odvětví
3. decentralizované – v rámci podniku

Podle Hučky, Kislingerové a Malého (2011) je hustota zaměstnavatelských organizací v ČR 32%. Největší nezávisle konfederativní sdružení odborových svazů

v České republice je Českomoravská konfederace odborových svazů, tedy ČMKOS. (cmkos.cz, 2014)

3.4.5 Daňová politika

Jak uvádí Tvrdoň (2007) zatížení daní se dotýká obou částí trhu práce – daňové břemeno musí nést jak zaměstnanec (daň z příjmu, odvody sociálního a zdravotního pojištění), tak zaměstnavatel (odvody sociálního a zdravotního pojištění). Celkové zdanění práce přitom vyjadřuje tzv. tax webe, tedy daňový klín.

Podle Buschera, Dregera, Ramose a Surinacha (2005) má progresivní zdanění práce nežádoucí důsledky na celkovou zaměstnanost – pokud je zdanění práce přeneseno na zaměstnavatele, zvýší se jim jejich náklady a tím pádem poptávají méně práce a poptávka klesá. K tomuto mají kontroverzní návrh Layard, Jackman a Nickell (2005), kteří tvrdí, že zdanění práce nemá vliv na nezaměstnanost v dlouhém období a daňové břemeno nesou pouze pracovníci.

Tvrdoň (2007) k tomu navíc dodává, že je potřeba pohlížet na tento institucionální rámec v mezinárodním měřítku. Pokud se totiž zaměstnavatel rozhoduje o vytvoření nového pracovního místa a snaží se minimalizovat své náklady, může ho při rozhodování negativně ovlivnit výše daňového klínu a to může znamenat přesunutí zaměstnavatelů do zahraničí a také odliv zahraničních investic, což v konečném důsledku může snížit zaměstnanost. Daňové zatížení jakožto sociální aspekt je velmi složitý systém a to hlavně z toho důvodu, že je spojen se státním rozpočtem a také sociálním mechanismem.

4 Materiál a metodika

V této části diplomové práce budou blíže popsána zkoumaná data, která budou používána v této práci, metodologie jejich vzniku a také statistické metody, které byly použity k jejich zpracování a analyzování. Budou využity zejména metody regresní analýzy a analýzy časových řad. Ke zpracování dat byl použit software Gretl a tabulkový procesor Microsoft Excel.

4.1 Materiál

Data použitá v této práci byly získány z Českého statistického úřadu a Ministerstva práce a sociálních věcí. Jsou to tedy sekundární data, které dle Neubauera, Sedlačička a Kříže (2012) byla získána již v minulosti za jiným účelem. Data shromáždí Český statistický úřad a Ministerstvo práce a sociálních věcí pro své analýzy. Pro účely této diplomové práce jsou tyto data tedy vhodná. Jedná se o krátkodobé časové řady, čtvrtletní údaje z let 2000 až 2015, které jsou zveřejněné a tedy veřejně dostupné na webových stránkách MPSV a ČSÚ. Pro účely této práce se spokojíme se čtvrtletními daty, jelikož pro analýzy postačí 64 hodnot.

V této diplomové práci jsou ověřovány čtyři hypotézy týkající se šesti závisle proměnných:

- Počet nezaměstnaných osob
- Obecná míra nezaměstnanosti [%]
- Míra ekonomické aktivity [%]
- Počet volných pracovních míst
- Počet uchazečů na jedno volné pracovní místo
- Průměrná hrubá měsíční mzda [Kč]

Počet nezaměstnaných osob je dle metodiky ČSÚ (2015) ukazatel získaným z výběrového šetření. Za nezaměstnané se považují osoby, které splní podmínky Mezinárodní organizace práce ILO, které nebyly zaměstnané, během 14 dní mohly nastoupit do zaměstnání a během posledních čtyř týdnů aktivně hledaly práci.

Obecná míra nezaměstnanosti vyjadřuje dle Českého statistického úřadu (2015) podíl počtu nezaměstnaných osob na pracovní síle, kde číselník i jmenovatel jsou konstruované dle mezinárodních definic aplikovaných ve VŠPS. Ukazatel je

stavěn dle metodiky Eurostatu vypracované na základě rad Mezinárodní organizace práce (ILO).

Míra ekonomické aktivity vyjadřuje dle Národního ústavu pro vzdělávání (2014) podíl celkové pracovní síly, tedy nezaměstnaných i zaměstnaných, na počtu osob, které jsou starší 15-ti let.

Volnými pracovními místy se dle ČSÚ (2016) rozumí nová vytvořená pracovní místa nebo uvolněná pracovní místa, na které zaměstnavatel plánuje vybrat zaměstnance, nebo tato pracovní místa zamýšlí obsadit dočasnými zaměstnanci přidělenými agenturami práce. Úřady práce nabízí tyto volná pracovní místa zájemcům a uchazečům o zaměstnání.

Počet uchazečů na jedno volné pracovní místo vyjadřuje dle Národního ústavu pro vzdělávání (2014) podíl počtu uchazečů o zaměstnání a počtu volných pracovních míst v evidenci na Úřadech práce.

Průměrná hrubá měsíční mzda v Kč představuje dle metodiky ČSÚ (2015) podíl měsíční mzdy bez ostatních osobních nákladů připadající na jednoho zaměstnance. Do mezd se zahrnují základní platy a mzdy, příplatky ke mzdě, odměny, náhrady platů a mezd a jiné, které byly pracovníkům zúčtovány k výplatě. Ne zahrnují se zde náhrady mezd za pracovní neschopnosti placené zaměstnavatelem. Jedná se o hrubé mzdy, to znamená před snížením o pojistné na zdravotní pojištění a sociální zabezpečení, zálohy daně z příjmů fyzických osob a další srážky ze mzdy.

V údajích o průměrných hrubých měsíčních mzdách nejsou zahrnuty osoby, které vykonávají veřejné funkce (poslanci, senátoři), soudci, ženy na mateřské dovolené, učni, osoby pracující na základě dohod o pracích konaných mimo pracovní poměr.

V práci bude také zkoumána korelace mezi mírou zaměstnanosti a třemi nezávislými proměnnými, které jsou následující:

- HDP - hrubý domácí produkt je dle metodiky ČSÚ (2015) peněžním vyjádřením celkové hodnoty statků a služeb vytvořených v daném období na určitém území a používá se pro stanovení výkonnosti dané ekonomiky. Může být spočten třemi způsoby, a to produkční metodou, výdajovou metodou a důchodovou metodou. V této práci budou převzata data z Českého statistického úřadu, přičemž HDP bylo vypočítáno výdajovou metodou oceněnou v běžných cenách a data jsou sezónně očištěna v jednotkách mil. Kč. Výdajovou metodou se HDP počítá jako součet skutečné konečné spotřeby rezidenty a tvorby hrubého kapitálu a salda vývozu a dovozu výrobků a služeb.

- Míra inflace - obecně inflace dle ČSÚ (2016) znamená všeobecný růst cenové hladiny v čase. Vyjadřování inflace vychází z měření cenových změn pomocí indexů spotřebitelských cen. Cenové indexy měří úroveň cen vybraného spotřebního koše reprezentativních výrobků a služeb (cca 700 položek) ve dvou srovnávaných obdobích, přičemž těmto položkám je přidělena váha odpovídající podílu na celkové spotřebě domácností. Do spotřebního koše je zařazeno potravinářské zboží, nepotravinářské i služby. Mírou inflace je procentní přírůstek indexů spotřebitelských cen.
- Průměrný roční směnný kurz CZK/EUR - Česká národní banka (2003-2016) publikuje dle její metodiky kromě denních kurzů také průměrné devizové kurzy za jednotlivé měsíce, čtvrtletí i roky. Daná hodnota je aritmetickým průměrem z denních kurzů pro dané období. Průměrné kurzy za tato období se uveřejňují současně s uveřejněním posledního denního kurzu, který spadá do vybraného období. V práci budou použity čtvrtletní údaje této proměnné.
- Úrokové sazby - ČNB (2003-2016) používá pro operace na volném trhu a stanovuje tak tři druhy úrokových sazeb - lombardní, 2T repo sazbu a diskontní sazbu. V práci budou použity čtvrtletní údaje diskontních sazeb v letech 2000 až 2015. Diskontní sazba představuje dolní mez pro pohyby úrokových sazeb v krátkém období na trhu peněz. Spolu s devizovými intervencemi a jinými činnosti tak spadají do měnově-politických nástrojů České národní banky.

4.2 Regresní analýza

Hlavním úkolem regresní analýzy je dle Hebáka, Hustopeckého, Jarošové a Malé (2005) hlubší poznání obecných vztahů mezi statistickými daty a proniknutí do interních souvislostí. Hindls, Hronová, Seger a Fischer (2007) s tímto úkolem souhlasí. Regresní analýza se dle Gujaratiho (2009) zabývá studiem závislostí závislé proměnné na jedné nebo více vysvětlujících proměnných za účelem odhadnout a/nebo predikovat střední nebo průměrné hodnoty dřívějších hodnot za účelem zjištění hodnot pozdějších. Hebák, Hustopecký, Jarošová a Malá (2005) uvádí, že regresní analýza předpokládá, že hodnota vysvětlovaná (závisle) proměnná je funkcí hodnoty v modelu, která obsahuje jak hodnoty kontrolovaných vlivů vysvětlující veličiny, tak hodnoty rušivého prvku, který zobrazuje vlivy nekontrolovatel-

né. Dále Gujarati (2009) uvádí, že ve statistickém vztahu mezi proměnnými se v zásadě zabýváme s náhodnými nebo stochastickými proměnnými, které mají pravděpodobnostní rozdělení. Hušek (1999) dodává, že regresní analýza je nástroj, který umožňuje kvantifikaci parametrů ekonometrického modelu, kdy statistická data nemůžeme získat experimentem. Wooldridge (2003) uvádí vzorovou regresní funkci:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon, \quad (2)$$

kde Y je vysvětlující proměnná, β_0 je úroňová konstanta, β_1 až β_k jsou odhady koeficientů, X_1 až X_k jsou nezávisle proměnné a ε je reziduální složka.

4.2.1 Hodnocení kvality

Metoda nejmenších čtverců dle Huška (1999) umožňuje sestavit regresní funkci tak, že je maximálně shodná s daty. Cipra (2008) uvádí, že metoda nejmenších čtverců hledá takové odhady, aby součet čtverců odchylek naměřených hodnot vysvětlované proměnné od hodnot teoretických byl minimální. To uvádí i Hindls, Hronová, Seger a Fischer (2007). Podle Huška (1999) je užitečné zkoumat rozptyl empirických pozorování vysvětlované veličiny, přičemž je žádoucí, aby tento rozptyl byl co nejmenší. Nejčastěji se k tomuto účelu používá dle Marka (2005) **koeficient determinace R^2** . Koeficient determinace je dle Gujaratiho (2009) sumární měřítko, které nám říká, jak dobře je regresní funkce adekvátní k datům. Tuto definici koeficientu determinace uvádí i Wooldridge (2003), Greene (2003) i Cipra (2008). Hušek (1999) i Cipra (2008) dodávají, že to je vlastně podíl vysvětleného součtu čtverců (ESS) k celkovému součtu čtverců (TSS). RSS je reziduální suma čtverců. Tedy, jak uvádí i Gujarati (2009):

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} \quad (3)$$

Greene (2003) však dodává, že s koeficientem determinace je spojeno několik problémů – nesníží se přidáním další proměnné do rovnice, proto je spolehlivější používat adjustovaný koeficient determinace. Gujarati (2009) doplňuje, že **adjustovaný koeficient determinace** zohledňuje stupně volnosti.

Pro hodnocení kvality modelu používá Gujarati (2009) **navíc informační kritéria** a to konkrétně Akaikovo informační kritérium a Schwarzovo a souvisí s přidáním dalších regresorů do modelu. V porovnání dvou nebo více modelů, je prefe-

rován model s nejnižší hodnotou informačních kritérií. Zmiňuje, že Schwarzovo informační kritérium je více citlivé na přidání dalšího regresoru než Akaikovo.

4.2.2 Testování hypotéz

Protože dle Huška (1999) bodové odhady regresních parametrů funkce poskytují výběrové odhady pozorování ze základního souboru, musíme proto testovat jejich statistickou významnost.

Gujarati (2009) uvádí několik bodů k testování, například testování hypotéz o jednotlivých regresních koeficientech a dále testování celého modelu. K testování významnosti jednotlivých parametrů slouží **t-test**, kde nulová hypotéza je $H_0: \beta_j = a_j$ a $H_1: \beta_j \neq a_j$, jak uvádí Marek (2005). Wooldridge (2003) uvádí, že *t*-test se provádí v jednostranné i oboustranné variantě a vyhodnocuje se dle zjištěné *p*-hodnoty, která se porovnává s hladinou významnosti. Wooldridge (2003) uvádí následující výpočet *t*-statistiky:

$$t = \frac{\beta_j - a_j}{SE(\beta_j)} \quad (4)$$

kde β_j je odhad parametru, a_j je hodnota z nulové hypotézy a $SE(\beta_j)$ je standardní chyba.

Gujarati (2009) používá **F-test** pro ověření statistické průkaznosti celého modelu (více parametrů najednou), přičemž nulová hypotéza předpokládá nulové hodnoty všech parametrů a alternativní hypotéza nenulové hodnoty parametrů. Stejně jako u *t*-testu se pro vyhodnocení testu porovnává *p*-hodnota s hladinou významnosti.

Dále uvádí důležitý vztah mezi *F*-statistikou a koeficientem determinace R^2 . Když se koeficient determinace rovná 0, *F*-statistika se také rovná 0. Čím větší je koeficient determinace, tím větší je hodnota *F*-testu. Z toho plyne, že *F*-test, který je měřítkem statistické významnosti odhadnuté regrese, je také testem významnosti koeficientu determinace.

4.3 Analýza časových řad

Budíková, Králová a Maroš (2010) definují časovou řadu jako prostorově a věcně srovnatelné pozorování (dat) určité veličiny, která jsou jasně uspořádána v čase od minulosti do přítomnosti. Hindls, Hronová, Seger a Fischer (2007) dodávají, že pod

pojmem analýza (a v mnohých případech i prognóza) časových řad se skrývá soubor metod, které slouží k popsání těchto časových řad (a eventuálně k prognóze budoucího vývoje).

Snaha porozumět minulosti, která nás obklopuje, a vyzorovat případně, co nás v budoucnosti může čekat, vedla k rozvoji metod analýzy a předpovědí časových řad. Tyto metody proto v současnosti představují celkem širokou škálu technik a nástrojů. Podle Arlta a Arltové (2003) se rozlišují základní druhy časových řad ekonomických ukazatelů:

- z časového hlediska na intervalové (intervalové ukazatele) a okamžikové (okamžikové ukazatele),
- podle periodicity sledování na dlouhodobé (někdy se uvádí roční) a krátkodobé (čtvrtletní, měsíční, týdenní periody), přičemž měsíční časové řady jsou nejsledovanější,
- podle druhu ukazatelů na primární a sekundární,
- podle způsobu vyjádření na řady naturální či peněžní.

Tyto druhy časových řad uvádí i Budíková, Králová a Maroš (2010) a Hindls, Hronová, Seger a Fischer (2007).

Budíková, Králová a Maroš (2010) uvádějí tři přístupy k modelování časových řad. Jedním ze způsobů je pomocí klasického modelu, který vychází z dekompozice časové řady na čtyři složky. Těmito složkami jsou trend, sezónní složka, cyklická složka a náhodná složka. Další dva přístupy jsou pomocí Box-Jenkinsovy metodologie, která klade důraz na náhodnou složku, a třetím způsobem je spektrální analýza. Tyto metody uvádí i Hindls, Hronová, Seger a Fischer (2007).

4.3.1 Box-Jenkinsova metodologie

Dle Arlta a Arltové (2009) vychází z Box-Jenkinsovy metodologie základní principy stochastického pojetí lineárních modelů. Základním nástrojem, který podává informaci o charakteru procesu, je autokorelační funkce a také parciální autokorelační funkce. Mezi dva základní procesy této metodologie patří AR proces a MA proces, přičemž se vyskytují také smíšené procesy nebo sezónní.

Při Box-Jenkinsovy metodologii jde o kombinaci dvou procesů - autoregresivního procesu řádu p $AR(p)$ a modelu klouzavých průměru řádu q $MA(q)$. Jestliže je časová řada nestacionární, diferencuje se řádem d . Při tomto postupu jde o proces $ARIMA(p,d,q)$. Při autoregresním procesu AR je časová řada modelována lineární

kombinací minulých hodnot této časové řady a při MA procesu jde o kombinaci současných hodnot časové řady a minulých hodnot náhodné složky.

4.3.2 Stacionarita časových řad

Gujarati (2009) uvádí, že stochastický proces je stacionární, jestliže jeho střední hodnota a rozptyl jsou konstantní v průběhu času. Tuto definici uvádí i Greene (2003) a Wooldridge (2003). Gujarati (2009) dodává, že hodnota odchylky mezi dvěma časovými periody záleží pouze na vzdálenosti či mezeře nebo zpoždění mezi dvěma časovými periody. Pakliže časová řada není stacionární, nazývá se nestacionární časovou řadou, jinými slovy tato časová řada bude mít v čase se měnící střední hodnotu, rozptyl nebo obojí. Jestliže je časová řada nestacionární, můžeme sledovat její chování pouze pro časovou periodu dle uvážení. Proto předpovědi nestacionárních řad mohou být nepoužitelné.

Ačkoliv se náš zájem upíná na stacionární řady, vždycky narazíme na nestacionární časovou řadu, jejímž klasickým případem je **model náhodné procházky**.

Gujarati (2009) popisuje dvě možnosti detekce stacionarity a to pomocí grafické analýzy nebo podle korelogramu (ACF graf). Testem stacionarity, který se stal velmi oblíbeným, je dle Gujaratiho (2009) test jednotkového kořene, mezi které patří ADF test (rozšířený Dickey-Fullerův test), kde nulovou hypotézou je H_0 : je jednotkový kořen a alternativní hypotézou H_1 : není jednotkový kořen. Tyto hypotézy uvádí i Greene (2003) a Hušek (2007). Tento autor navíc uvádí i KPSS test, kde nulová a alternativní hypotéza je analogická oproti ADF testu. Autor uvádí tři verze ADF testů, a to:

- bez konstanty

$$\Delta Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

- s konstantou

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

- s konstantou a trendem

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 t + \varepsilon_t, \quad (7)$$

kde ΔY_t je řada rozdílů mezi Y_t a Y_{t-1} , β jsou koeficienty pomocného modelu, ε je tzv. bílý šum, t je časový trend.

Hušek (2007) uvádí způsob nápravy nestacionarity a to použitím prvních diferencí. S tímto způsobem nápravy souhlasí i Gujarati (2009) a uvádí, že pokud časová řada má jednotkový kořen, první diference takovéto řady jsou stacionární.

Regrese nestacionárních řad může produkovat falešné výsledky regrese. Dodává, že lineární kombinace nestacionárních časových řad zruší stochastický trend u těchto řad. Říkáme, že tyto proměnné jsou pak **kointegrované** a použité metody regrese jsou na tyto data aplikovatelné. S aplikovatelností metod na kointegrovanou proměnnou souhlasí i Greene (2003) a Hušek (2007).

4.3.3 Strukturální zlomy

Když používáme regresní model, který zahrnuje časové řady, může se dle Gujaratiho (2009) stát, že ve vztahu mezi regresantem a regresorem bude strukturální zlom. Strukturálním zlomem pak rozumíme nesetřvačnost hodnot parametrů modelu v celé časové periodě. Pro testování výskytu strukturálního zlomu se používá **Chowův test**, kde nulová hypotéza je H_0 : není strukturální zlom a alternativně H_1 : vyskytuje se strukturální zlom. Chowův test pro testování zlomů zmiňuje i Greene (2003). Podle Gujaratiho (2009) nezamítáme nulovou hypotézu o stabilitě parametrů, jestliže vypočítaná F hodnota nepřesáhne kritickou F hodnotu zjištěnou z tabulky dle hladiny významnosti (nebo p -hodnotu). Gujarati (2009) uvádí výpočet F -statistiky Chowova testu:

$$F = \frac{(ESS - (ESS_1 + ESS_2))/p}{(ESS_1 + ESS_2)/(n - 2p)} \sim F_{p, n-2p}, \quad (8)$$

ESS představuje reziduální sumu čtverců, ESS_1 a ESS_2 pak reziduální sumu čtverců před a po strukturálním zlomu, p je počet parametrů a n počet pozorování.

Brooks (2008) však ještě uvádí **QLR test**. Chowův test dle něho bude fungovat, když je datum strukturálního zlomu specifikováno. Většinou ale výzkumník nezná přesné datum výskytu zlomu, nebo může znát pouze rozmezí, kde leží. Při těchto příležitostech přichází na řadu modifikovaná verze Chowova testu, tedy QLR test. Pointou tohoto testu je, že jakmile se objeví největší průkazná hodnota F -statistiky Chowova testu, nastává strukturální zlom a je vybráno příčné datum.

4.4 Klasický lineární regresní model a jeho předpoklady

Dle Wooldridge (2003) je klasický lineární regresní model, který je základním kamenem pro nejvíce ekonometrických teorií, má 7 předpokladů:

1. Regresní model je lineární v parametrech.

Dle Gujaratiho (2009) může být nesprávná specifikace modelu způsobena buď opomenutím relevantní proměnné, nebo zahrnutím irelevantní proměnné. S možnostmi nesprávné specifikace souhlasí i Wooldridge (2003). Kdybychom vyřadili relevantní proměnnou, koeficienty proměnných ponechaných v modelu jsou celkově vychýlené a také kolísavé a výsledky testovaných hypotéz se stanou neplatné. Na druhé straně, zahrnutí irelevantní proměnné do modelu nám dává objektivní a stále odhady koeficientů a výsledky testů jsou stále platné, avšak jediným problémem je, že odhadnuté odchylky koeficientů jsou větší.

Gujarati (2009) uvádí dva testy pro ověření správné specifikace modelu, a to Ramseyho RESET test a LM testy. Wooldridge (2003) uvádí RESET test. Gujarati (2003) tvrdí, že výhodou RESET testu je jeho jednoduchost aplikace, i když nevyžaduje stanovení alternativního modelu, avšak je to zároveň i jeho nevýhoda. Dozvíme se sice, že model není správně specifikovaný, ale to nám nenapoví, jakou další a vhodnější funkční formu vybrat.

2. Chybový člen má nulovou střední hodnotu. $E(\varepsilon) = 0$

Gujarati (2009) uvádí k tomuto předpokladu, že každá hodnota vysvětlované proměnné odpovídající příslušné vysvětlující proměnné je rozptýlená okolo její průměrné hodnoty. Vzdálenost nad a pod průměrnou hodnotou je přitom chybový člen. Tento předpoklad říká, že průměrná nebo střední hodnota těchto odchylek má být nula. S tímto druhým předpokladem souhlasí i Greene (2003) a Wooldridge (2003).

3. Pozorování chybového členu jsou nekorelována se sebou samými, tedy nedochází k sériové korelaci.

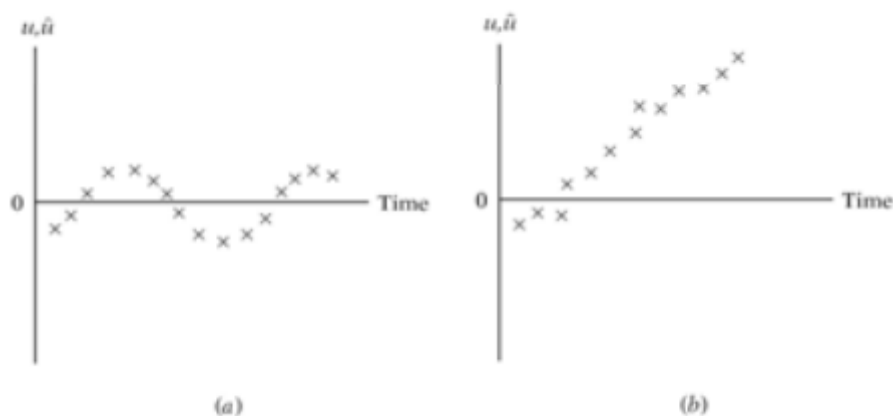
Dle Gujaratiho (2009) stejně jako u heteroskedasticity tak i u **autokorelace** klasické OLS odhady, ačkoliv jsou lineární a normálně rozdělené, nemají minimální rozptyl. Tím pádem obvyklé t -testy a F -testy mohou být neplatné. Autor definuje autokorelaci jako korelaci mezi pozorovanými daty uspořádaných v čase (jako v časových řadách) nebo prostoru (průřezová data). Tuto definici autokorelace uvádí i Greene (2003). Gujarati (2009) uvádí, že musí platit $\text{cov}(X_i, u_i) = 0$ a doplňuje, že nečistá korelace je důsledek chybné specifikace modelu.

Pro detekci autokorelace slouží podle Gujaratiho (2009) jak grafické metody a to v podobě zobrazení ACF a PACF grafů, tak testy a to například dle Wooldridge (2003) Durbin-Watsonův test, který spočívá ve výpočtu d -statistiky. Hodnota d -

statistiky se pohybuje v intervalu mezi 0 až 4. Jestliže je hodnota $d=2$ nevyskytuje se autokorelace 1. řádu. Jestliže je hodnota 0 vyskytuje se pozitivní autokorelace a naproti tomu, pokud dosáhne d -statistika hodnoty $d=4$ můžeme počítat s negativní korelací. Mezi další testy patří například dle Greena (2003) Breusch-Godfreyův test a Box-Piercův test. U obou těchto testů vyhodnocujeme nulovou hypotézu H_0 : není sériová korelace a alternativně H_1 : je sériová korelace.

Pro řešení autokorelace se používá dle Gujaratiho (2009) zobecněná metoda nejmenších čtverců GLS. Používá se například Prais-Winstenova transformace, nebo z iterativních metod zmiňuje Cochrane-Orcuttův proces, Durbinovu dvoukrokovou proceduru a Hildreth-Lu šetřící či pátrací postup. Obr. 1 nastiňuje časové řady, které jsou postiženy autokorelací. Na obrázcích *a* a *b* je vidět systémová složka – časové řady se pohybují v trendu a lze usuzovat, že jsou postiženy autokorelací.

Obr. 1 Příklady autokorelace chybové složky



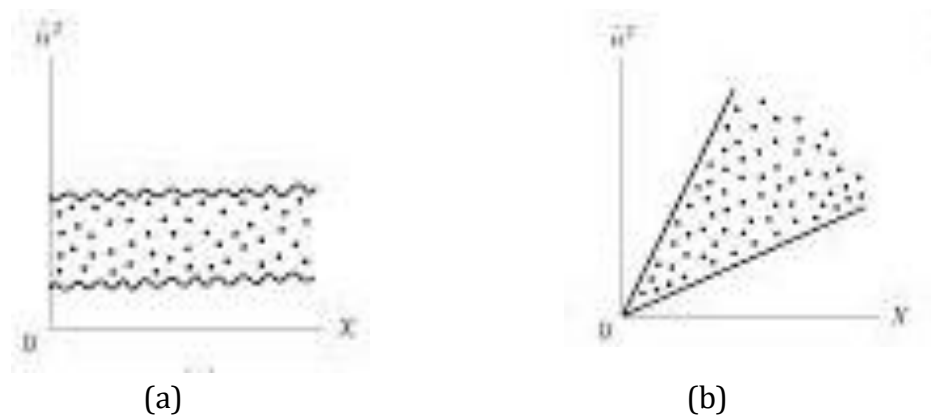
Zdroj: Gujarati, 2009

4. Chybový člen má konstantní rozptyl, nedochází k heteroskedasticitě.

Gujarati (2009) uvádí, že rozptyl chybového členu pro každou vysvětlující veličinu je nějaké konstantní číslo rovnající se rozptylu σ^2 . S konstantním rozptylem chybového členu souhlasí i Woldridge (2003). Uvedené tvrzení dle nich reprezentuje homoskedasticitu, naproti tomu **heteroskedasticitu** popisují jako nestejný rozptyl nebo rozdíl.

Wooldridge (2003) uvádí několik způsobů pro testování heteroskedasticity. Jedním z nich je Breusch-Paganův test, kde nulová hypotéza předpokládá homoskedasticitu, tedy konstantní rozptyl. Pokud je vypočítaná p -hodnota malá, to znamená pod zvolenou hladinou významnosti, zamítáme nulovou hypotézu o homoskedasticitě. Dalším testem je dle Greena (2003) Whiteův test, který zahrnuje stejnou nulovou hypotézu. Gujarati (2009) navíc uvádí Parkův test, Glejserův test a Goldfeld-Quandtův test. Navíc uvádí i neformální testy pro detekci heteroskedasticity a to pomocí grafů, jak nastiňuje obrázek 2, kde je vidět na obrázku (a), že rozptyl chybového členu je konstantní a naopak na obrázku (b) rozptyl chybového členu není konstantní a dochází tedy k heteroskedasticitě.

Obr. 2 Příklad výskytu heteroskedasticity



Zdroj: Gujarati, 2009

Gujarati (2009) dále uvádí, že heteroskedasticita neznehodnocuje objektivnost a stálost vlastností OLS odhadů, ale tyto odhady již nejsou účinné, proto je potřeba speciálních opatření. Heteroskedasticitu můžeme napravit použitím vážené metody nejmenších čtverců. S nápravou pomocí vážené metody nejmenších čtverců souhlasí i Wooldridge (2003) a Greene (2003).

5. Žádná vysvětlující proměnná není perfektní lineární kombinací jiné vysvětlující proměnné.

Gujarati (2009) definuje **multikolinearitu** jako existenci perfektního nebo přesněji lineárního vztahu mezi vysvětlujícími proměnnými regresního modelu. Tuto definici multikolinearity uvádí i Wooldridge (2003) a Hindls (2007). Gujarati (2009) dodává, že pokud je multikolinearita perfektní, regresní koeficienty vysvět-

lujících proměnných jsou neurčité a jejich standardní chyby obrovské. Jestliže je však multikolinearita méně než perfektní, regresní koeficienty vysvětlujících proměnných jsou nevychýlené, avšak způsobí rozsáhlé standardní chyby, což znamená, že regresní koeficienty nemohou být odhadnuty s větší přesností či správností.

Gujarati (2009) uvádí několik způsobů detekce multikolinearity. Patří mezi ně například vysoké hodnoty koeficientu determinace a pokles t -statistiky, vysoké hodnoty párových korelačních koeficientů nebo pomocí VIF faktorů. Jakmile hodnota vypočítaných VIF překročí hodnotu 10 a koeficient determinace překročí 0,90, můžeme říci, že jsou proměnné vysoce kolineární.

Při zjištění výskytu multikolinearity existuje několik způsobů nápravy. Gujarati (2009) například zmiňuje, že bychom neměli dělat nic. Multikolinearita je v podstatě problém definice dat a někdy nemáme dostupné jiné data pro empirickou analýzu. Také to neznamená, že všechny koeficienty v regresním modelu jsou statisticky nevýznamné. Další možností je transformace vysvětlujících veličin či vynechání multikolinearované proměnné nebo přidat nová pozorování a zvýšit tak jejich počet, což uvádí i Green (2003).

6. Chybový člen má normální rozdělení.

Gujarati (2009) tvrdí, že klasický normální lineární regresní model předpokládá, že každý chybový člen má normální rozdělení tedy $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$, což symbolizuje střední hodnotu a rozptyl. Normální rozdělení chybového členu uvádí i Arlt a Arltová (2003) pro časové řady. Greene (2003) uvádí, že normalita chybového členu je často nezbytným přídatkem k regresnímu modelu. Dodává, že předpoklad normality je rozumné přidat a tvrdí, že normalita není nezbytná k získání mnoha výsledků, které používáme v regresní analýze, ačkoliv nám to umožní dosáhnout několika přesných statistických výsledků a je to užitečné na konstruování testovacích statistik. Avšak Gujarati (2009) tvrdí, že s předpokladem normality, pravděpodobnost rozdělení OLS odhadů může být snáze odvozena. V neposlední řadě dodává, že t -test a F -test jsou založeny na předpokladu, že chybový člen má normální rozdělení a tím pádem jsou platné.

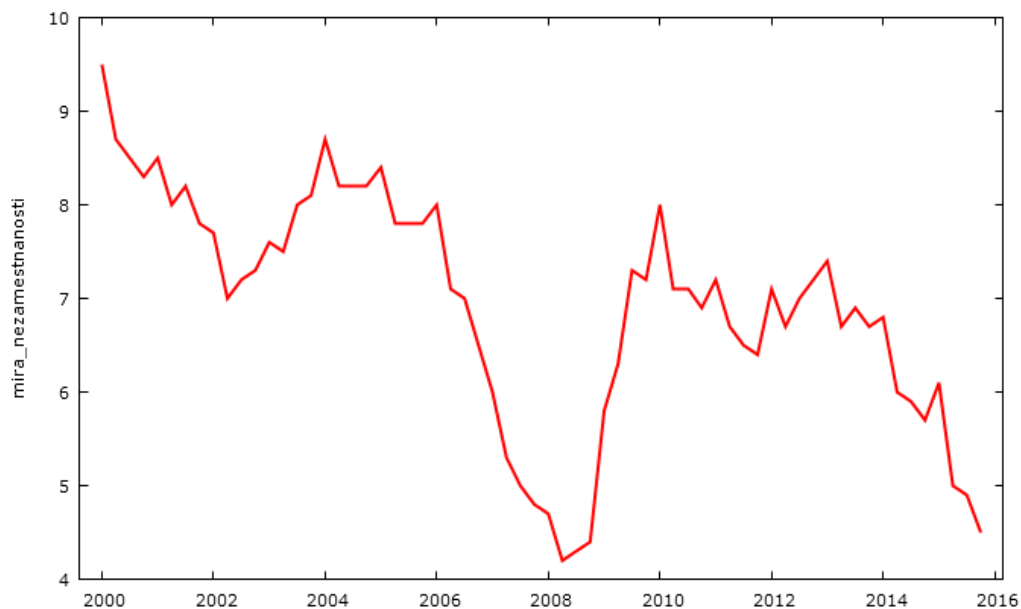
5 Výsledky a diskuze

Tato část práce je zaměřena na několik podkapitol dle jednotlivých hypotéz uvedených v cíli této práce, přičemž u každé z hypotéz je odhadnut model a ten dále verifikován. Diskuze se zaměřuje na komentování získaných výsledků. Výpočty jsou prováděny v ekonometrickém softwaru Gretl.

5.1 Obecná míra nezaměstnanosti

Hypotéza týkající se obecné míry nezaměstnanosti uvedená v cíli je následující: „Vývoj obecné míry nezaměstnanosti se změnil v důsledku ekonomické krize a je korelovan s vývojem HDP, mírou inflace, vývojem směnného kurzu CZK/EUR a úrokovými sazbami.“ Nejprve budeme testovat první část hypotézy, tedy, zda je vývoj této řady ovlivněn ekonomickou krizí. Po získání dat z ČSÚ si můžeme vykreslit samotný graf čtvrtletní časové řady obecné míry nezaměstnanosti, který je uveden na obrázku č. 3.

Obr. 3 Graf vývoje obecné míry nezaměstnanosti 1Q2000-4Q2015

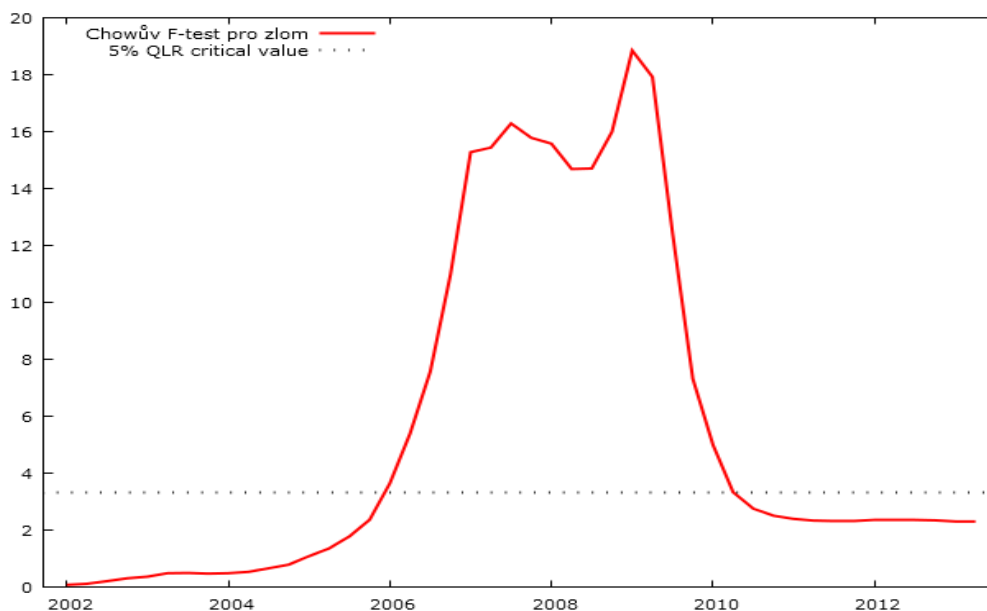


Zdroj: výpočty autorky

Již z průběhu grafu je patrné, že kolem roku 2008 se bude zřejmě vyskytovat strukturální zlom. Od roku 2006 začala obecná míra nezaměstnanosti postupně klesat, což může být také způsobeno vstupem ČR do Evropské unie, kdy nejen pracovníci mohli postupně začít odcházet do zahraničí za prací. Otevřením hranic zapříčinil také rychlý růst ekonomiky, kdy firmy mohly bez omezení vyvážet své zboží za hranice do Evropské Unie. Tento klesající průběh časové řady je ale narušen v roce 2008, kdy začíná nezaměstnanost rapidně růst, což mohla způsobit ekonomická krize. Můžeme říci, že kolem roku 2010 se situace stabilizovala a také, že hodnoty v roce 2015 zhruba odpovídají hodnotám před projevem ekonomické krize.

Zda se změnil vývoj této časové řady, potvrdí QLR test provedený na modelu s kvadratickým trendem se sezónními koeficienty. Výsledek QLR testu je zaznamenán na obrázku č. 4. V prvním čtvrtletí roku 2009 dosahuje dle tohoto testu F -statistika svého maxima, a to 18,8509 (p -hodnota $< 0,05$). Nyní provedeme ještě Chowův test, kdy p -hodnota testu dosahuje také průkazné hodnoty ($< 0,05$) a můžeme tedy nulovou hypotézu zamítnout – v časové řadě se vyskytuje strukturální zlom.

Obr. 4 Výstup QLR testu pro obecnou míru nezaměstnanosti



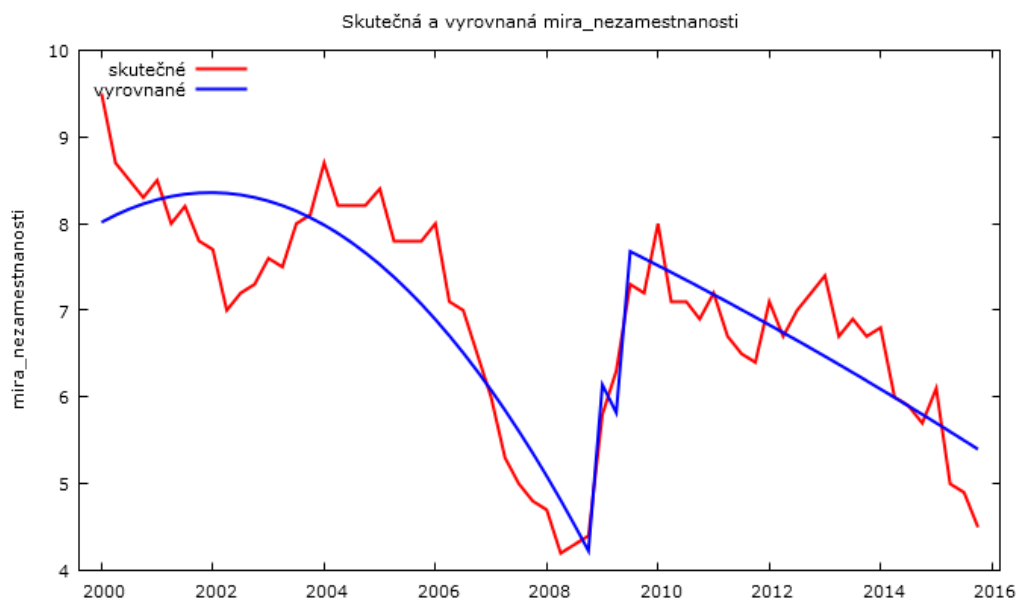
Zdroj: výpočty autorky

Do modelu bude přidána umělá proměnná, která od prvního čtvrtletí roku 2009 do čtvrtého čtvrtletí 2015 nabývá hodnotu 1. Model s umělou proměnnou je zachycen na obrázku č. 5 kde vidíme, že se změnil vývoj obecné míry nezaměstnanosti. Rovnice modelu je následující:

$$Y_t = 7,92 + 0,098t - 0,005t^2 + 2,22D - 0,144Dt + 0,005Dt^2 + \varepsilon_t$$

Koeficient β_0 nabývá před zlomem hodnoty 7,92 a po zlomu 10,14, jak je vidět z rovnice výše. Směrnice β_1 nabývá hodnoty před zlomem 0,098 a po zlomu -0,046 a koeficient β_2 je před zlomem -0,005 a po zlomu 0,005. Po zlomu tedy dosahuje míra nezaměstnanosti hodnoty 10,14% a směrnice se snížila, růst je tedy méně strmý, což dokazuje i vykreslený graf. Hypotézu o tom, že se změnil vývoj obecné míry nezaměstnanosti, můžeme tedy potvrdit.

Obr. 5 Model ověření změny vývoje pro obecnou míru nezaměstnanosti



Zdroj: výpočty autorky

Tato časová řada obecné míry nezaměstnanosti bude modelována sofistikovanější a přesnější metodou i z důvodu predikce, a to pomocí metodiky SARIMA. Nejprve je nutné otestovat řadu na výskyt jednotkového kořene pomocí ADF testu a KPSS testu. Dle grafu korelogramu můžeme tušit, že v časové řadě se vyskytuje minimálně jeden jednotkový kořen. ADF test zahrnuje nulovou hypotézu H_0 : je

jednotkový kořen a H_1 : není jednotkový kořen. Avšak u KPSS testu jsou hypotézy obráceny. Dle výsledků těchto testů můžeme konstatovat, že časová řada je nestacionární, což indikoval i korelogram. Jelikož je řada nestacionární a dle korelogramu se žádné hodnoty neblíží hodnotě jedna, budou modelovány první diference této časové řady a bude vynechána konstanta, kvůli zmíněným diferencím. Diference obecné míry nezaměstnanosti se již jeví jako stacionární a může být přistoupeno k modelování. Výsledné parametry modelu jsou zobrazeny v tabulce č. 1, přičemž se jedná o model SARIMA (2,1,0) (2,0,0)₄.

Tab. 1 Parametry modelu SARIMA (2,1,0) (2,0,0)₄ pro obecnou míru nezaměstnanosti

	koeficient	p-hodnota
phi_1	0,382	<0,05
phi_2	0,224	<0,05
Phi_1	0,459	<0,05
Phi_2	0,306	<0,05
Akaikovo kritérium		58,22

Zdroj: výpočty autorky

První koeficient phi_1 naznačuje, že hodnota přírůstků obecné míry nezaměstnanosti je závislá na hodnotě přírůstků v předchozím čtvrtletí. Následující koeficient phi_2 doplňuje, že hodnota přírůstků této časové řady je závislá zhruba o polovinu méně na hodnotě přírůstků před dvěma čtvrtletími, než v předchozím čtvrtletí. Další dva koeficienty Phi_1 a Phi_2 ukazují, že hodnota diferencované obecné míry nezaměstnanosti je nejvíce z těchto koeficientů závislá na hodnotě přírůstků ve stejném období minulého roku, tedy před čtyřmi čtvrtletími, a o něco méně závislá na hodnotě přírůstků ve stejném období před dvěma lety, tedy osmi čtvrtletími.

Nyní budou testovány rezidua, zda splňují předpoklady bílého šumu, V tabulce č. 2 jsou zobrazeny výsledky testů normality, autokorelace do řádu zpoždění osm a podmíněné heteroskedasticity.

Tab. 2 Výsledky testů modelu SARIMA (2,1,0) (2,0,0)₄ pro obecnou míru nezaměstnanosti

test	<i>p</i> -hodnota	výsledek testu
Chí-kvadrát	<0,05	Není normální rozdělení.
Ljung-Box	0,117	Není autokorelace.
ARCH(q) test	0,804	Není efekt ARCH.

Zdroj: výpočty autorky

Rezidua nejsou poznamenána autokorelací ani efektem ARCH. Dle testu ale nemají normální rozdělení. Rezidua obecné míry nezaměstnanosti mají asymetrické rozdělení, proto tento výsledek není překvapující. Našemu modelu to nevadí, a proto k tomu nebudeme při další analýze přihlížet.

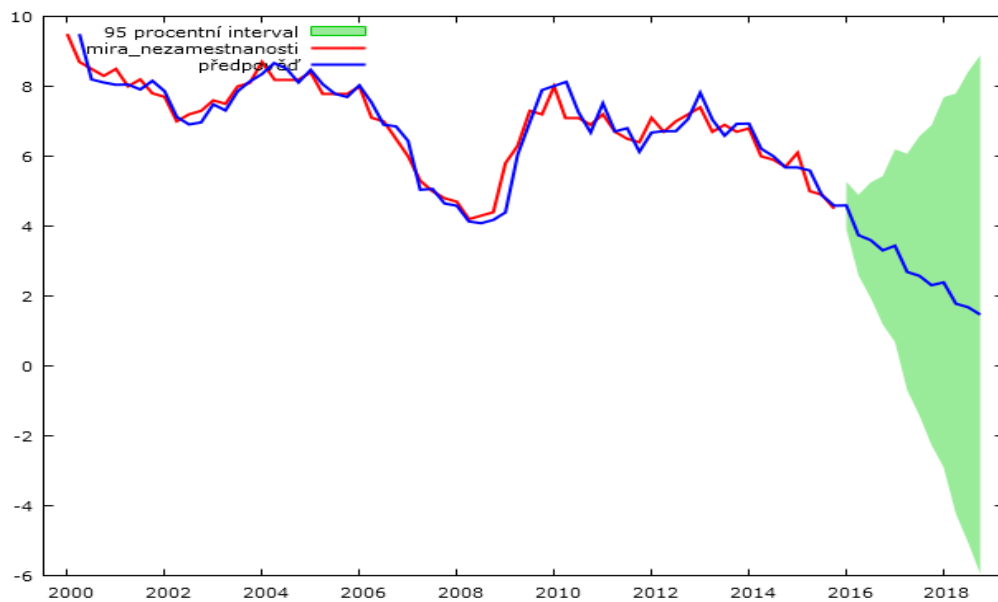
Na dalším grafu, tedy na obrázku č. 6 je zobrazen graf vyrovnaných a skutečných hodnot pro tento model v závislosti na čase a predikce na tři roky tedy do roku 2018. Dle průniku pozorovaných (červeně) a vyrovnaných (modře) hodnot z grafu lze vidět, že model sedí velmi dobře získaným datům. Model se jeví jako vhodný, budeme z něho tedy nadále vycházet. Hodnoty předpovědi pro obecnou míru nezaměstnanosti jsou zobrazeny v tabulce č. 3. Předpověď je pro čtvrtletní údaje na tři roky s 95% konfidenčním intervalem.

S postupem času se konfidenční 95%ní interval rozšiřuje a obsahuje v některých případech záporné konfidenční hranice. Dle grafu a hodnot pro předpověď vývoje obecné míry nezaměstnanosti se dá očekávat, že časová řada bude mít tendenci klesat. Jelikož se ekonomika nachází v expanzi, tento vývoj se zdá být reálný. Dle hodnot zveřejněných v roce 2016 na Českém statistickém úřadě, obecná míra nezaměstnanosti dosáhla v lednu roku 2016 hodnoty 4,6%, v únoru 5,6% a v březnu 4,1%. Z těchto hodnot zatím nemůžeme vyčíst hodnotu pro první čtvrtletí. Bude zde hrát roli i hodnota za měsíc duben. V dubnu lze ovšem očekávat hodnoty menší míry nezaměstnanosti, jelikož na jaře se začíná se sezónními pracemi například ve stavebnictví, zemědělství apod. Na konci předpovědi je náznak, že časová řada se bude dále stabilizovat na přibližně stejné hodnotě. Nicméně velmi nízké hodnoty predikce mohou reflektovat nedostatek dostatečně kvalifikované pracovní síly, která je provázána s demografickým stárnutím populace a možným importem pracovní síly ze zahraničí.

Tab. 3 Předpověď modelu SARIMA (2,1,0) (2,0,0)₄ pro obecnou míru nezaměstnanosti

období	předpověď	95% konfidenční interval
2016:1	4,6	3,9-5,3
2016:2	3,7	2,6-4,9
2016:3	3,6	2,0-5,3
2016:4	3,3	1,2-5,4
2017:1	3,4	0,7-6,2
2017:2	2,7	-0,7-6,1
2017:3	2,6	-1,4-6,6
2017:4	2,3	-2,3-6,9
2018:1	2,4	-2,9-7,7
2018:2	1,8	-4,2-7,8
2018:3	1,7	-5,0-8,4
2018:4	1,5	-5,9-8,9

Zdroj: výpočty autorky

Obr. 6 Graf vyrovnaných a skutečných hodnot a predikce modelu SARIMA (2,1,0) (2,0,0)₄ pro obecnou míru nezaměstnanosti

Zdroj: výpočty autorky

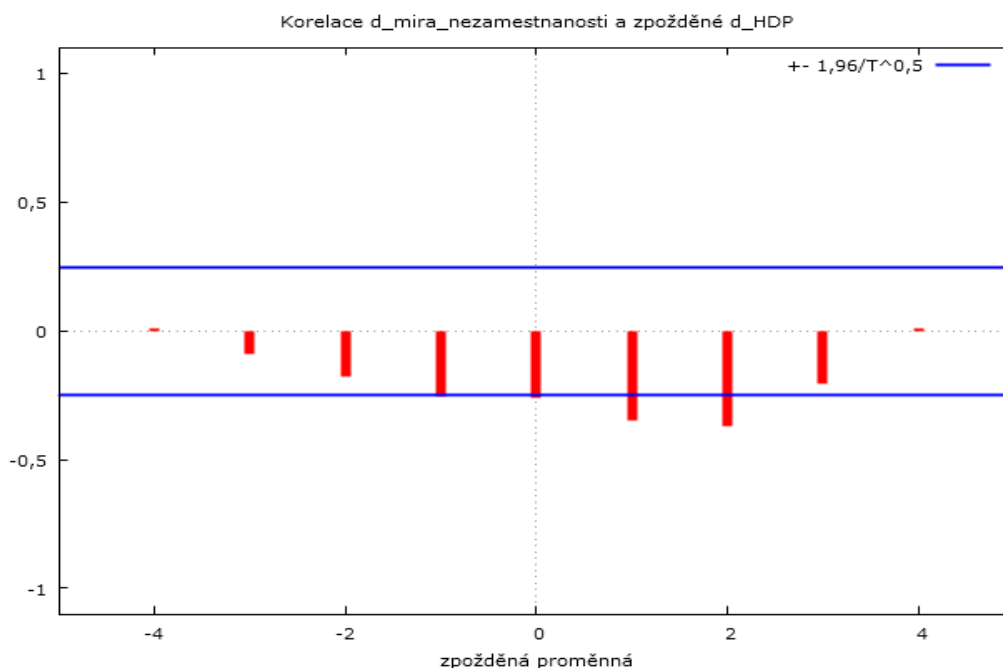
5.1.1 Korelace s hlavními makroekonomickými ukazateli

Nyní bude zkoumána druhá část hypotézy „Vývoj obecné míry nezaměstnanosti se změnil v důsledku ekonomické krize a je korelován s vývojem HDP, mírou inflace, vývojem směnného kurzu CZK/EUR a úrokovými sazbami.“. V modelu bude zkoumána závislost obecné míry nezaměstnanosti na čtyřech proměnných, a to:

- míra inflace (inflace)
- diskontní sazby stanovené ČNB (urokova_sazba)
- směnný kurz CZK/EUR (smenny_kurz)
- hrubý domácí produkt (HDP)

Nejdříve je třeba otestovat jednotlivé časové řady na přítomnost jednotkového kořene, tedy na jejich stacionaritu. Dle ADF testů a KPSS testů jsou všechny časové řady nestacionární, tudíž hrozí problém falešné regrese. Pro další analýzy tedy budou uvažovány první diference uvedených časových řad. Pro tuto analýzu budou použity vzájemné korelogramy a model se zpožděnými vysvětlujícími proměnnými. Na obrázku č. 7 je zobrazen vzájemný korelogram diferencí obecné míry nezaměstnanosti a zpožděné difference HDP.

Obr. 7 Vzájemný korelogram d_mira_nezaměstnanosti a d_HDP

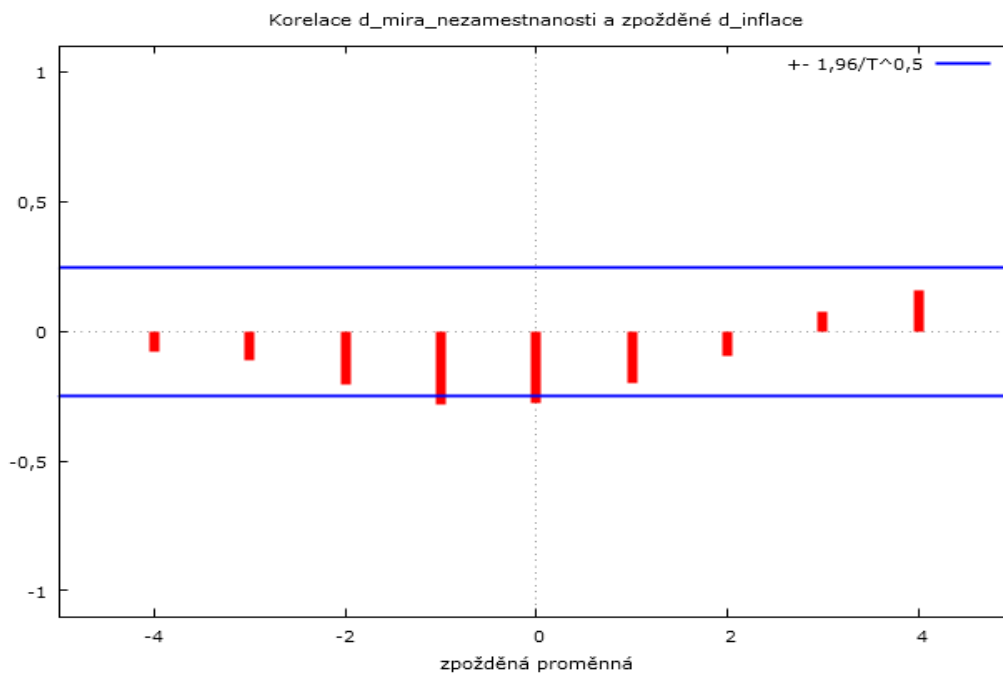


Zdroj: výpočty autorky

Z obrázku č. 7 a z vygenerovaných hodnot je jasné, že průkazná korelace mezi těmito veličinami jednoznačně je. Korelace je záporná, tedy jestliže se zvýší v současnosti přírůstky hodnot diferencované HDP, potom se ve zpoždění 1 a 2 období (tedy čtvrtletí) sníží hodnoty diferencované obecné míry nezaměstnanosti. To znamená, že nejprve se změní HDP a potom míra nezaměstnanosti. Koeficient korelace pro současnost je $-0,259$ (p -hodnota $< 0,05$), pro první čtvrtletí je to $-0,349$ (p -hodnota $< 0,05$) a pro druhé čtvrtletí je tato hodnota nejvyšší, a to $-0,372$ (p -hodnota $< 0,05$). Jak jde vidět z obrázku č. 7, hodnota pro třetí a čtvrté čtvrtletí je nevýznamná (nepřesahuje 5%ní interval spolehlivosti). Naproti tomu difference obecné míry nezaměstnanosti ovlivňují difference HDP v současnosti a ve zpoždění 1 a to také negativně, kdy koeficient korelace pro zpoždění jedna je $-0,255$ (p -hodnota $< 0,05$). Tato závislost je v souladu s ekonomickou teorií a je známá také jako Okunův zákon, kdy při růstu nezaměstnanosti klesá hrubý domácí produkt.

Nyní bude zkoumána závislost mezi přírůstky obecné míry nezaměstnanosti a přírůstky míry inflace. Na obrázku č. 8 je zobrazen vzájemný korelogram těchto dvou veličin.

Obr. 8 Vzájemný korelogram $d_míra_nezaměstnanosti$ a $d_inflace$



Zdroj: výpočty autorky

Porovnáním těchto dvou korelogramů můžeme konstatovat, že zatímco v grafu č. 7 změna přírůstků HDP ovlivní změnu přírůstků obecné míry nezaměstnanosti, na grafu č. 8 je to přesně naopak – tedy difference obecné míry nezaměstnanosti ovlivňují negativně difference míry inflace a to v současnosti a ve zpoždění 1 čtvrtletí. Negativní závislost znamená, že růst diferencované obecné míry nezaměstnanosti v současnosti působí ve zpoždění 1 čtvrtletí na pokles diferencované míry inflace. Koeficient korelace pro současnost je $-0,279$ (p -hodnota $< 0,05$) a pro zpoždění 1 je to $-0,289$ (p -hodnota $< 0,05$), tudíž je závislost je zpoždění 1 čtvrtletí silnější. Tento výsledek je také v souladu s ekonomickou teorií, kdy závislost míry nezaměstnanosti a míry inflace vyjadřuje Phillipsova křivka.

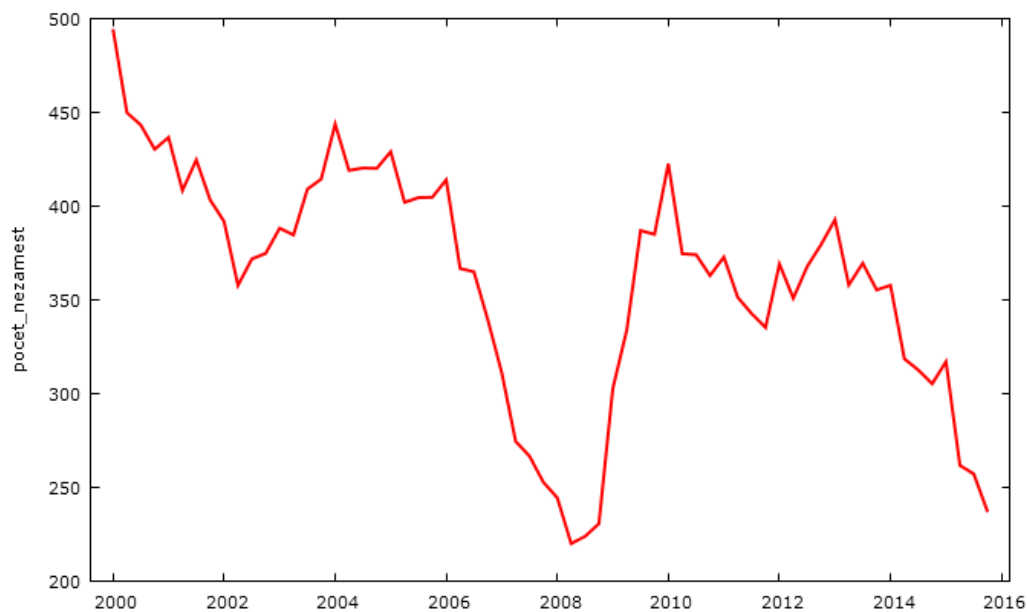
Pro modely diferencí obecné míry nezaměstnanosti, diskontních sazeb a směnného kurzu byl použit model zpožděné vysvětlující veličiny, přičemž všechny čtyři zpožděné vysvětlující proměnné se jeví jako statisticky neprůkazné, proto se těmto modelům nebudeme dále věnovat. Dle ekonomické teorie to může být způsobeno vázáním směnného kurzu, jelikož ČNB používá řízený floating, tedy řízený plovoucí kurz. To znamená, že centrální banka může intervenovat, aby zabránila výkyvům v kurzu. Bankovní rada ČNB rozhodla o intervenci na konci roku 2013, aby zabránila deflaci a udržela cenovou stabilitu v české ekonomice při dodržení plnění inflačního cíle 2%. Zároveň ČNB neukončí používání intervencí jako nástroje měnové politiky dříve než v roce 2017. (ČNB, 2003-2016)

Podobné je to i s diskontními sazbami, která nabývá hodnoty 0,05 % již od listopadu roku 2012. Diskontní sazbou centrální banka ovlivňuje měnovou bázi, kdy při snížení této sazby zvyšuje měnovou bázi a provádí tak expanzivní měnovou politiku a naopak při zvýšení diskontní sazby provádí restriktivní měnovou politiku. Díky tomu, že je hodnota diskontní sazby několik měsíců téměř na nulové hodnotě, domnívám se, že právě kvůli tomu spolu se směnným kurzem CZK/EUR neovlivňují obecnou míru nezaměstnanosti.

5.2 Počet nezaměstnaných osob

Nyní budeme zkoumána další hypotéza, zda je „*Vývoj počtu nezaměstnaných osob ovlivněn průběhem ekonomické krize.*“ Data jsou nasbírána z Českého statistického úřadu a jsou to čtvrtletní data od roku 2000 do roku 2015. Graf vývoje této časové řady je zobrazen na obrázku č. 9.

Obr. 9 Graf vývoje počtu nezaměstnaných osob 1Q2000-4Q2015



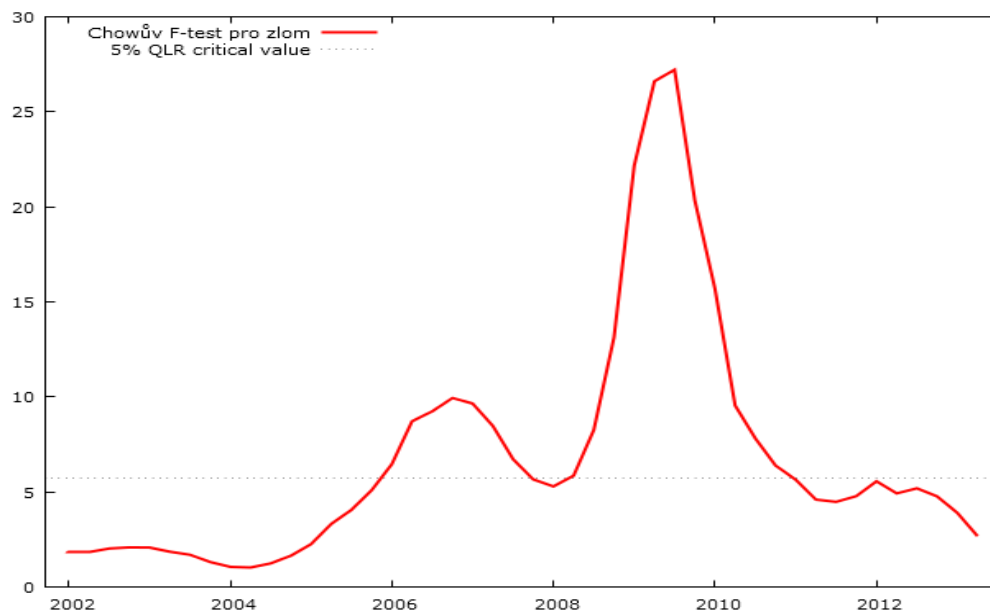
Zdroj: výpočty autorky

Vývoj této časové řady je takřka identický s vývojem obecné míry nezaměstnanosti. Od roku 2006 začíná počet nezaměstnaných osob klesat, což je příznivé pro trh práce. Kolem roku 2008 ovšem nastává zlom a časová řada se rapidně mění – roste. Ověření strukturálního zlomu bude reflektovat QLR test. Dle tohoto testu se nachází zlom v časové řadě ve třetím čtvrtletí roku 2009, což potvrzuje i Chowův test s p -hodnotou 0,0000. F -statistika QLR testu nabývá svého maxima v hodnotě 27,216 (p -hodnota < 0,05). V časové řadě tedy existuje zlom, který byl ovlivněn ekonomickou krizí. Do modelu bude přidána dummy proměnná reflektující zmíněný zlom. Výstup QLR testu je znázorněn na obrázku č. 10 a graf vyrovnaných a skutečných hodnot pro model s kvadratickým trendem na obrázku č. 11. Rovnice modelu pro počet nezaměstnaných osob je následující:

$$Y_t = 467,75 - 4,9t + 136,3D + \varepsilon_t$$

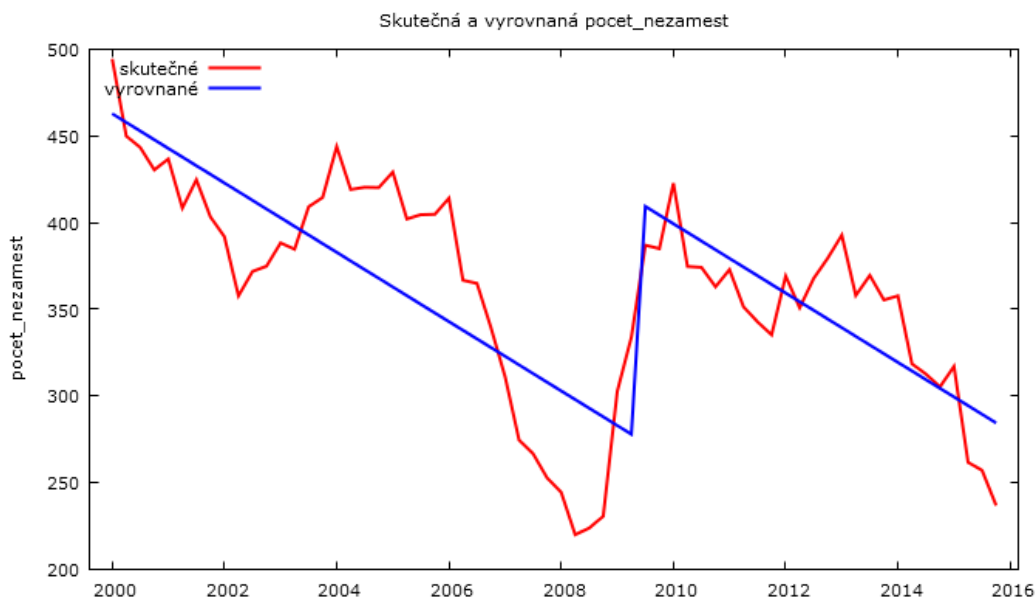
Koeficient β_0 nabývá před zlomem hodnoty 467,75 a po zlomu 604,05, jak je vidět z rovnice. Koeficient β_1 nabývá hodnoty před -4,9 a po zlomu také. Směrnice se tedy po zlomu nemění, jak vidíme na obrázku č. 11. Hypotézu o tom, že vývoj počtu nezaměstnaných osob je ovlivněn průběhem ekonomické krize, můžeme potvrdit.

Obr. 10 Výstup QLR testu pro počet nezaměstnaných osob



Zdroj: výpočty autorky

Obr. 11 Model trendu pro počet nezaměstnaných osob se zlomem



Zdroj: výpočty autorky

Tato časová řada bude taktéž modelována pomocí SARIMA metodiky. Nejdříve je nutné ověřit stacionaritu časové řady pomocí ADF a KPSS testu, jako v předchozí

analýze. Dle ADF testu je tato časová řada také nestacionární, což naznačuje i vykreslený korelogram. V časové řadě je předpokládán výskyt minimálně jednoho jednotkového kořene. Dle korelogramu budeme řadu diferencovat, přičemž stačí první diference. Jednou diferencovaná řada počtu nezaměstnaných osob již stacionární je, a proto můžeme přejít k odhadu modelu. Parametry modelu jsou zobrazeny v tabulce č. 4, přičemž se jedná o model SARIMA (1,1,0) (2,0,0)₄.

Tab. 4 Parametry modelu SARIMA (1,1,0) (2,0,0)₄ pro počet nezaměstnaných osob

	koeficient	p-hodnota
phi_1	0,552	<0,05
Phi_1	0,484	<0,05
Phi_2	0,326	<0,05
Akaikovo kritérium		556,65

Zdroj: výpočty autorky

První koeficient phi_1 naznačuje, že hodnota přírůstků počtu nezaměstnaných osob je závislá na hodnotě přírůstků počtu nezaměstnaných osob v předchozím čtvrtletí. Další dva zbývající koeficienty Phi_1 a Phi_2 ukazují, že hodnota diferencovaného počtu nezaměstnaných osob je o něco méně závislá na hodnotě přírůstků ve stejném období minulého roku, tedy před čtyřmi čtvrtletími, a ještě méně závislá na hodnotě přírůstků stejného období před dvěma lety, tedy osmi čtvrtletími.

Nyní budou testovány rezidua na výskyt bílého šumu. V tabulce č. 5 jsou zobrazeny výsledky testů normality, autokorelace a podmíněné heteroskedasticity.

Tab. 5 Výsledky testů modelu SARIMA (1,1,0) (2,0,0)₄ pro počet nezaměstnaných osob

test	p-hodnota	výsledek testu
Chí-kvadrát	<0,05	Není normální rozdělení.
Ljung-Box	<0,05	Je autokorelace.
ARCH(q) test	0,783	Není ARCH efekt.

Zdroj: výpočty autorky

Z tabulky č. 5 je patrné, že rezidua nemají normální rozdělení, netrpí podmíněnou heteroskedasticitou, ale dle testu trpí autokorelací. Ovšem podle grafu korelogramu můžeme konstatovat, že korelace se nevyskytuje. Počty nezaměstnaných osob jsou mezi sebou korelované z toho důvodu, že jsou provázány s činností podniků. Tyto podniky buď, v nadneseném slova smyslu, „továrny zavírají“ nebo „otevírají“ a když se zavře například mlékárna, bude ovlivněna i výroba mléčných vý-

robků apod., pro ilustraci. Nebo zpoždění činností sezónního charakteru, kde je zaměstnáno poměrně velké množství osob, ovlivní také agregovaný počet nezaměstnaných osob. Protože se jedná o agregátní údaj vedený Ministerstvem práce a sociálních věcí, lze očekávat asymetrické rozdělení, tedy tato veličina ani normální rozdělení mít nemá, proto v tomto případě k tomuto výsledku nebudeme přihlížet. Výsledky modelu jsou tedy v souladu s ekonomickou teorií a můžeme přistoupit k předpovědi vývoje počtu nezaměstnaných osob.

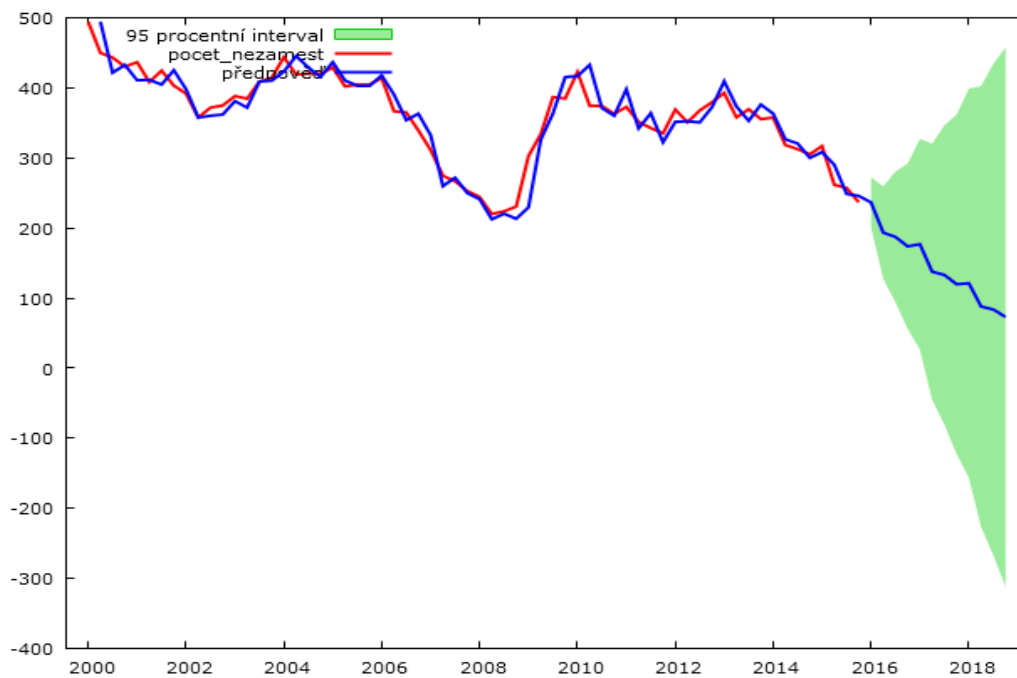
Na grafu na obrázku č. 12 lze vidět, že vyrovnané a pozorované hodnoty (křivky modře a červeně) se velmi dobře překrývají a znamená to, že model odpovídá získaným datům. Dle predikce se počet nezaměstnaných osob bude dle předchozího vývoje nadále snižovat. Jelikož se ekonomika nachází v expanzi, jedná se o reálný předpoklad. Nejmenší hodnota počtu nezaměstnaných osob je předpovězena na čtvrté čtvrtletí roku 2018. Dle zveřejněných dat na Českém statistickém úřadě dosáhl počet nezaměstnaných osob v lednu 2016 hodnoty 227,7 tisíce osob, v únoru 222,2 tisíce a v březnu 215,9 tisíc nezaměstnaných osob. Zdá se, že tyto hodnoty jsou v souladu s naší předpovědí, kdy důležitý bude ještě vývoj v měsíci dubnu potřebný pro čtvrtletní hodnotu počtu nezaměstnaných osob.

Jelikož software Gretl vychází ze statistických metod a má jisté omezení, konfidenční hranice jsou v některých případech záporné. To může reflektovat situaci zmíněnou již v subkapitole o obecné míře nezaměstnanosti. Nízké hodnoty mohou signalizovat možný nedostatek dostatečně kvalifikované pracovní síly, která je provázána s demografickým stárnutím populace. Je také možné, že se pracovní síla bude muset do České republiky importovat ze zahraničí.

Tab. 6 Předpověď pro počet nezaměstnaných osob (tis.) modelu SARIMA (1,1,0) (2,0,0)₄

období	předpověď	95% konfidenční interval
2016:1	236,7	201,0-272,4
2016:2	193,5	127,6-259,3
2016:3	187,3	93,9-280,7
2016:4	173,9	55,8-292,2
2017:1	177,1	26,9-327,3
2017:2	137,8	-45,0-320,5
2017:3	133,1	-80,5-346,6
2017:4	119,9	-122,2-361,9
2018:1	121,3	-156,3-398,8
2018:2	88,1	-226,4-402,6
2018:3	83,8	-266,7-434,3
2018:4	73,0	-311,5-457,6

Zdroj: výpočty autorky

Obr. 12 Graf vyrovnaných a skutečných hodnot a předpověď pro počet nezaměstnaných osob modelu SARIMA (1,1,0) (2,0,0)₄

Zdroj: výpočty autorky

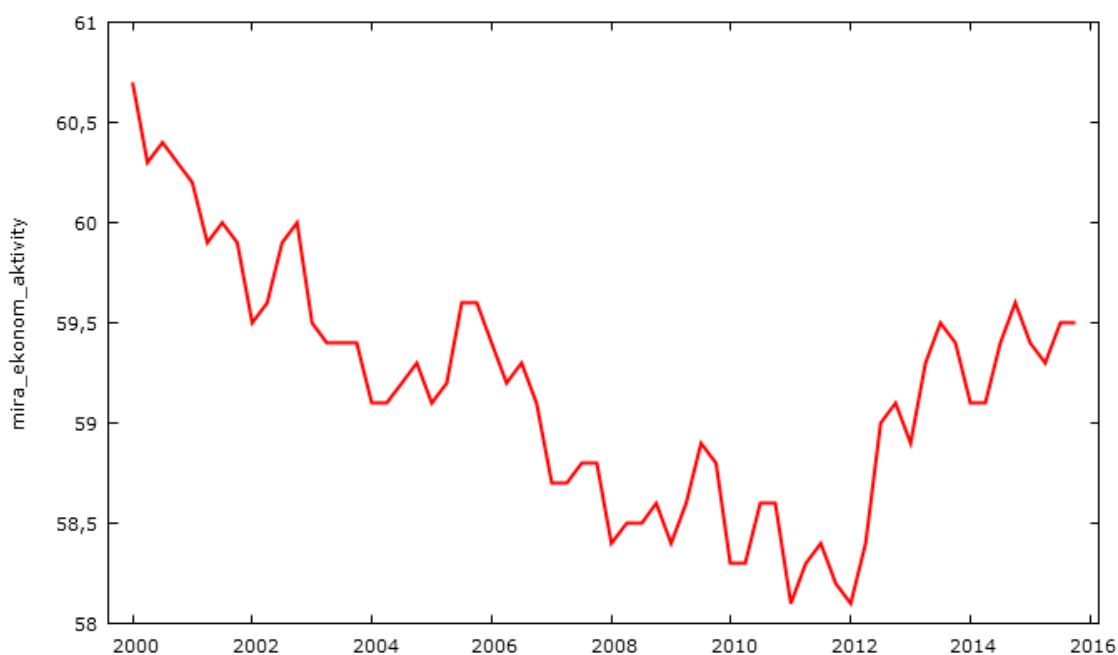
5.3 Míra ekonomické aktivity a průměrná hrubá měsíční mzda

V této podkapitole bude testována oprávněnost hypotézy: „Míra ekonomické aktivity a průměrná hrubá měsíční mzda se snížila po začátku ekonomické krize.“ Tato hypotéza bude zkoumána ve dvou částech se zaměřením na míru ekonomické aktivity a vývoj průměrné hrubé měsíční mzdy.

5.3.1 Míra ekonomické aktivity

Na obrázku č. 13 je zobrazen vývoj časové řady míry ekonomické aktivity v letech 2000 až 2015 čtvrtletně.

Obr. 13 Graf vývoje míry ekonomické aktivity 1Q2000-4Q2015



Zdroj: výpočty autorky

Z grafu č. 13 je patrná změna trendu ve vývoji kolem roku 2007. Tuto změnu lze spojit s propuknutím ekonomické krize, avšak tato domněnka bude potvrzena či vyvrácena další analýzou. Od roku 2000 je zjevný pomalý pokles trendu a je také patrná sezónnost. Od roku 2010 do roku 2012 jsou hodnoty míry ekonomické ak-

tivity nízké a od roku 2012 se začínají zvyšovat a poměrně skokově míra ekonomické aktivity vzrostla.

Do sestavovaného modelu přidáme časový lineární trend t , který nabývá hodnot $t=1,2,3,4, \dots, T$, a také čtyři sezónní proměnné, jelikož se jedná o čtvrtletní časovou řadu. Sezónní proměnná čtvrtého čtvrtletí dq_4 byla vynechána z důvodu přesné kolinearity. Přidáme rovněž pro srovnání parabolický trend. Rovnice modelu je následující:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 dq_1 + \beta_4 dq_2 + \beta_5 dq_3 + \varepsilon$$

Pomocí modelu nejmenších čtverců model odhadneme, přičemž odhady bez zahrnutí strukturálního zlomu jsou zachyceny v tabulce č. 7.

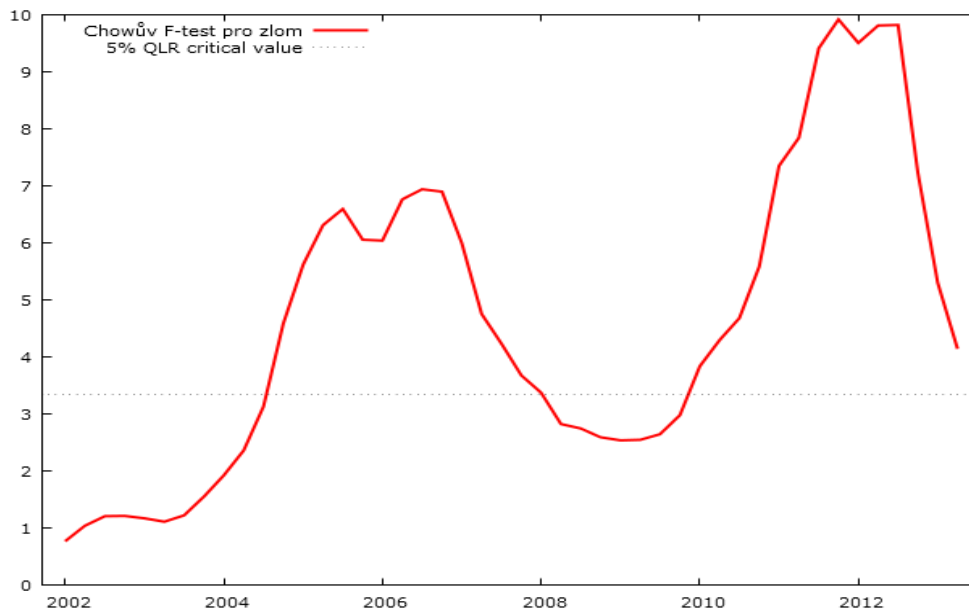
Tab. 7 Parametry modelu míry ekonomické aktivity bez zahrnutí strukturálního zlomu

	koeficient	statistika	p-hodnota
const	60,870	516,1	<0,05
time	-0,108	-14,99	<0,05
sq_time	0,001	12,87	<0,05
dq1	-0,260	-2,80	<0,05
dq2	-0,221	-2,37	<0,05
dq3	-0,003	-0,03	0,975
Adjustovaný koeficient determinace			81,30
Akaikovo kritérium			16,34

Zdroj: výpočty autorky

Z tabulky č. 7 je patrná statistická významnost koeficientů, kromě koeficientu sezónnosti pro třetí čtvrtletí dq_3 . Adjustovaný koeficient determinace dosahuje vysoké hodnoty 0,81. Při zobrazení grafu vyrovnaných a skutečných hodnot v závislosti na čase je ale zřejmé, že model může být ještě vylepšen. Otestujeme tedy časovou řadu na výskyt strukturálního zlomu. Výstup QLR testu je zachycen na obrázku č. 14. Test dosahuje průkazného maxima 9,91882 při čtvrtém čtvrtletí roku 2011, kdy dosahuje p -hodnotu menší než 5%, a proto test považujeme za statisticky průkazný. Výsledek Chowova testu to potvrzuje, kdy p -hodnota dosahuje $2,79097e-007$, tudíž zamítáme nulovou hypotézu o neexistenci strukturálního zlomu.

Obr. 14 Výstup QLR testu pro míru ekonomické aktivity



Zdroj: výpočty autorky

Do modelu bude přidána dummy proměnná signalizující zmíněný zlom. Po zhlédnutí grafu vyrovnaných a skutečných hodnot lze vidět nepravidelnosti kolísající kolem roku 2006. Přidáme do modelu ještě jednu umělou proměnnou, která symbolizuje druhý zlom a hodnoty sezónnosti pro druhý zlom, který dle QLR testu nastal ve třetím čtvrtletí roku 2006, kdy dosahuje F -statistika nejvyšší průkazné hodnoty a to 8,87918 (p -hodnota $<0,05$).

Následným odebráním statisticky neprůkazných proměnných dostáváme finální model s adjustovaným koeficientem determinace 0,9455 což je dosti vysoké číslo a vybraný model tedy vysvětlil 94,55% variability modelu. Tabulka č. 8 zobrazuje finální parametry tohoto modelu se zahrnutím dvou zlomů.

Tab. 8 Finální parametry modelu pro míru ekonomické aktivity se zahrnutím dvou zlomů

	koeficient	statistika	p-hodnota
const	60,972	627,5	<0,05
time	-0,153	-10,07	<0,05
sq_time	0,004	6,99	<0,05
dq1	-0,293	-5,73	<0,05
dq2	-0,264	-5,16	<0,05
dq3	-0,023	-0,45	0,651
D	1,096	4,86	<0,05
Dsq_time	-0,002	-6,01	<0,05
D2	-35,734	-6,99	<0,05
D2t	1,304	7,08	<0,05
D2sq_time	-0,014	-7,78	<0,05
Adjustovaný koeficient determinace			94,50
Akaikovo kritérium			-57,62

Zdroj: výpočty autorky

Po přidání druhého zlomu se zvýšil adjustovaný koeficient determinace a také kleslo Akaikovo kritérium. Dle koeficientů z tabulky č. 8 můžeme konstatovat, že hodnota míry ekonomické aktivity se v prvním segmentu před zlomem odchyluje od trendu v prvním čtvrtletí o -0,293, ve druhém čtvrtletí o -0,264 a ve třetím čtvrtletí o -0,023. Po prvním zlomu se také mění konstanta, kdy dosahuje hodnoty 62,068 (zlom 2011:4) a po druhém zlomu 25,238 (zlom 2006:3). V období před zlomy i po zlomy se nachází parabolický trend a po prvním i druhém zlomu jsou nevýznamné koeficienty sezónnosti, tudíž koeficienty pro sezónnost zůstávají v celé délce časové řady stejné. Jak jde vidět v tabulce č. 8, koeficient dq3 je neprůkazný, ale jelikož další dva sezónní koeficienty jsou průkazné, dq3 bude ponechána v modelu.

Zlomy nastaly ve čtvrtém čtvrtletí roku 2011 a ve třetím čtvrtletí roku 2006. Lze předpokládat, že zlom v roce 2006 souvisí s průběhem ekonomické krize. Je ale potřeba se také podívat na další možné příčiny zlomu v roce 2011. V roce 2011 totiž proběhla řada změn zejména v Zákoníku práce, které vešly v platnost v roce 2012 a mohou tak mít vliv na změnu trendu ve vývoji míry ekonomické aktivity. Dle JUDr. Kokešové (2011) vešly 1. ledna 2012 v platnost změny zákonů upravující pracovní-právní vztahy. Zejména jde o koncepční novelu Zákoníku práce, změnu v zákoně o zaměstnanosti a další. Cílem novely zákoníku práce bylo usnadnění

přijímání zaměstnanců, modernizace a zvýšení flexibility pracovně-právních vztahů. Modernizace měla vést k motivaci zaměstnavatelů k vytváření nových pracovních míst a obecně zvýhodňovala zaměstnavatele oproti zaměstnancům. Zároveň šlo o nejrozsáhlejší novelu Zákoníku práce. Od roku 2012 se tak pravděpodobně díky těmto změnám začala zvyšovat míry ekonomické aktivity. Druhý zlom z konce roku 2006 lze přisuzovat ekonomické krizi, kdy míra ekonomické aktivity začala postupně klesat. Dle analýzy se změnil trend vývoje, a proto tedy hypotézu potvrdíme a můžeme tvrdit, že míra ekonomické aktivity se snížila po začátku ekonomické krize. Z výsledného modelu vidíme, že koeficienty sezónnosti zůstávají po celou dobu stejné, mění se tedy pouze trend vývoje.

Nyní můžeme otestovat, zda je model správně specifikovaný a zda rezidua netrpí porušením některých z předpokladů klasického lineárního regresního modelu. Výsledky testů jsou zobrazeny v tabulce č. 9. Pro RESET test byly použity druhé a třetí mocniny, pro LM test logaritmy a pro test normality Chí-kvadrát. Ljung-boxovým testem byla testována neexistence korelace a Breusch-Pagan a Whiteův test otestoval konstantní rozptyl reziduí.

Tab. 9 Výsledky testů pro model míry ekonomické aktivity

	statistika	p-hodnota	výsledek testu
RESET test	1,629	0,206	Model je správně specifikován.
LM test	0,346	0,556	Model je správně specifikován.
Whiteův test	35,803	0,571	Homoskedasticita.
Breusch-Pagan	5,449	0,859	Homoskedasticita.
Ljung-Box	21,697	<0,05	Je autokorelace.
Chí-kvadrát	5,481	0,064	Je normální rozdělení.

Zdroj: výpočty autorky

Dle výsledků testů je tento model správně specifikovaný a rezidua mají konstantní rozptyl, což potvrdil Whiteův a Breusch-Pagan test nezamítající homoskedasticitu. Ke korelaci v tomto případě nebudeme přihlížet, protože se jedná o nečistou formu korelace. Na tuto časovou řadu působí mnoho dalších vlivů, které ale nejsou popsány modelem, evidujeme tedy jisté vady modelu, které se podepsaly právě na korelaci. Finální model je statisticky průkazný a proto se jeví jako vhodný. Jelikož po zlomu v roce 2006 se rapidně snížila míra ekonomické aktivity, hypotézu můžeme potvrdit – míra ekonomické aktivity je ovlivněna ekonomickou krizí.

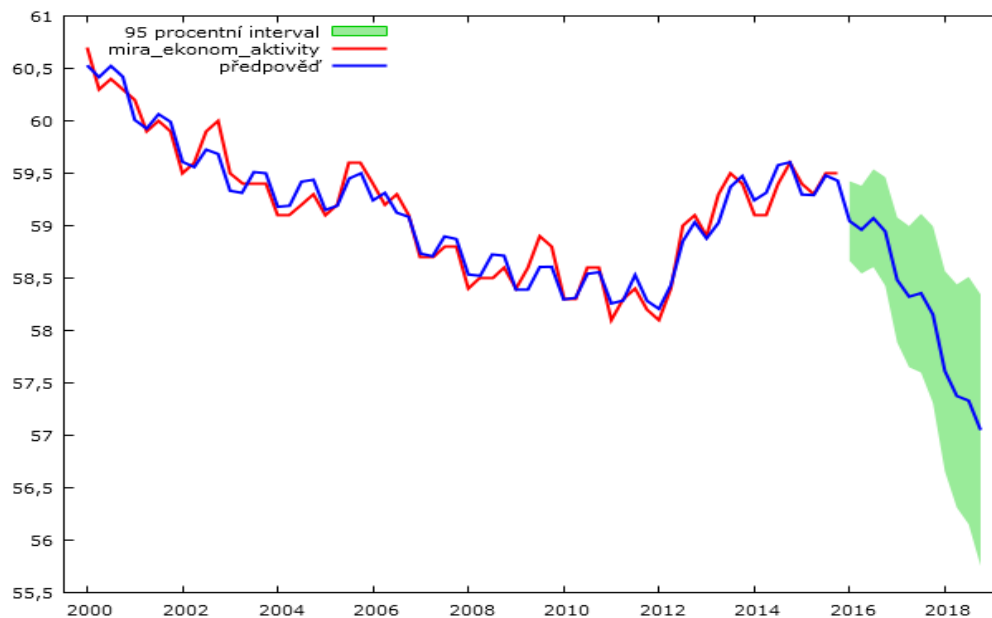
V tabulce č. 10 jsou zobrazeny hodnoty predikce pro časovou řadu míry ekonomické aktivity na tři roky a na obrázku č. 15 poté graf pozorovaných a vyrovnaných hodnot a predikce pro tuto čtvrtletní časovou řadu.

Tab. 10 Předpověď modelu se dvěma zlomy pro míru ekonomické aktivity

období	předpověď	95% konfidenční interval
2016:1	59,0	58,7-59,4
2016:2	59,0	58,5-59,4
2016:3	59,1	58,6-59,5
2016:4	58,9	58,4-59,5
2017:1	58,5	57,9-59,1
2017:2	58,3	57,7-59,0
2017:3	58,4	57,6-59,1
2017:4	58,2	57,3-59,0
2018:1	57,6	56,7-58,6
2018:2	57,4	56,3-58,4
2018:3	57,3	56,2-58,5
2018:4	57,1	55,8-58,3

Zdroj: výpočty autorky

Obr. 15 Graf vyrovnaných a skutečných hodnot a předpověď pro míru ekonomické aktivity



Zdroj: výpočty autorky

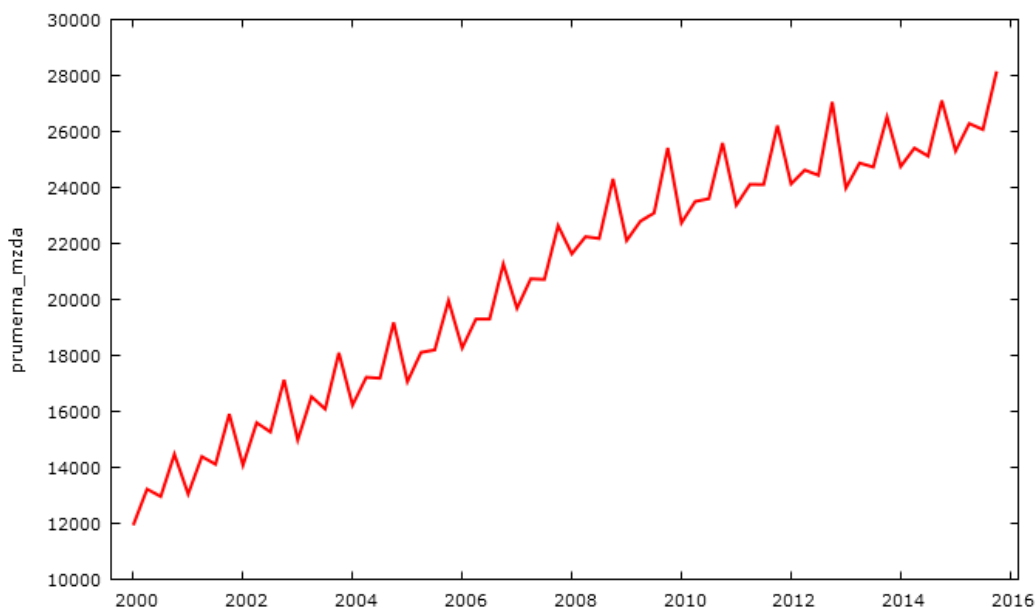
Dle grafu č. 15 a hodnot uvedených v tabulce č. 10 software Gretl na základě získaných dat predikuje postupně klesající trend v dalších třech letech, přičemž hodnoty ekonomické míry aktivity se pohybují v intervalu 59% až 57%.

5.3.2 Průměrná hrubá měsíční mzda

Nyní je zkoumána druhá část hypotézy, tedy, zda se průměrná hrubá měsíční mzda snížila po začátku ekonomické krize. Jako i v ostatních případech, i tato časová řada je sledována od prvního čtvrtletí roku 2000 do čtvrtého čtvrtletí roku 2015. Nejdříve je třeba vykreslit si graf vývoje této časové řady, který je zobrazen na obrázku č. 16.

Z grafu vývoje průměrné hrubé měsíční mzdy lze vidět postupný rostoucí trend, pravděpodobně lineární či parabolický a lze spatřit také sezónnost. Na první pohled se může zdát, že v časové řadě není žádný strukturální zlom, to bude ale ověřeno QLR testem a Chowovým testem.

Obr. 16 Graf vývoje průměrné hrubé měsíční mzdy od 1Q2000-4Q2015



Zdroj: výpočty autorky

Do sestavovaného modelu přidáme časový lineární trend t , který nabývá hodnot $t=1,2,3,4, \dots, T$, a také čtyři sezónní proměnné, jelikož se jedná o čtvrtletní časovou řadu. Sezónní proměnná čtvrtého čtvrtletí $dq4$ byla vynechána z důvodu přes-

né kolinearity. Přidáme rovněž pro srovnání parabolický trend. Rovnice modelu je následující:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 dq_1 + \beta_4 dq_2 + \beta_5 dq_3 + \varepsilon$$

Pomocí modelu nejmenších čtverců model odhadneme, přičemž odhady proměnných bez zahrnutí strukturálního zlomu jsou zachyceny v tabulce č. 11.

Tab. 11 Parametry modelu průměrné hrubé měsíční mzdy bez zahrnutí strukturálního zlomu

	koeficient	t-statistika	p-hodnota
const	13254	65,78	<0,05
time	360,47	29,20	<0,05
sq_time	-2,052	-11,15	<0,05
dq1	-2174	-13,67	<0,05
dq2	-1427	-8,98	<0,05
dq3	-1766	-11,12	<0,05
Adjustovaný koeficient determinace			98,96
Akaikovo kritérium			969,09

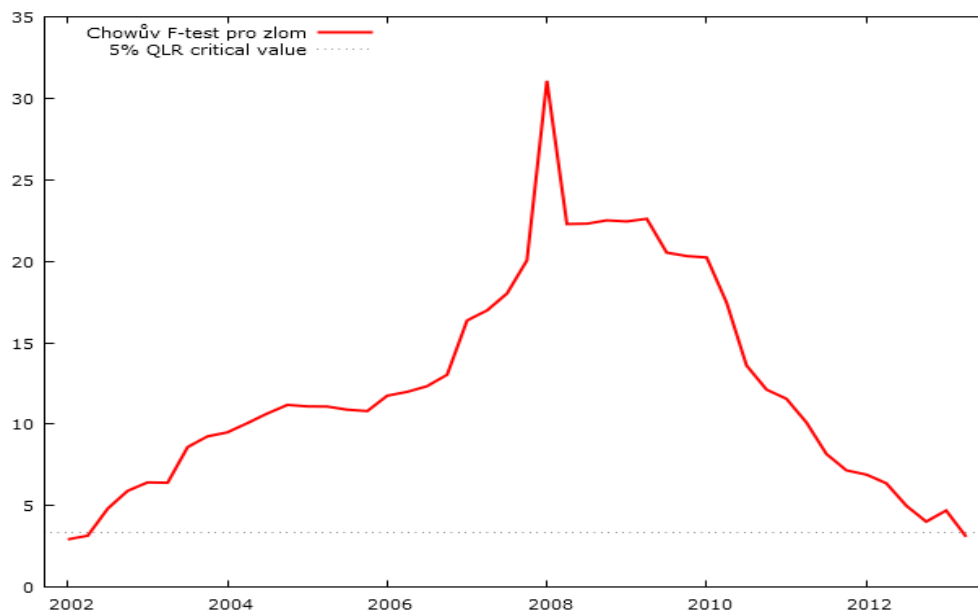
Zdroj: výpočty autorky

Z tabulky č. 11 vidíme, že všechny koeficienty regrese jsou statisticky významné a adjustovaný koeficient determinace dosahuje velmi vysoké hodnoty. Pro jistotu ale uděláme Chowův test a následně QLR test. Výstup z tohoto testu je zobrazen na obrázku č. 17.

Dle QLR testu dosahuje F-statistika hodnoty 31,0736 při pozorování u prvního čtvrtletí roku 2008. P-hodnota je <0,05, tudíž test považujeme za statisticky průkazný. Dle Chowova testu zamítáme nulovou hypotézu o neexistenci strukturálního zlomu s p-hodnotou 1,50291e-015.

Do modelu tedy přidáme umělou proměnnou D a všechny potřebné proměnné po strukturálním zlomu. Odebráním statisticky nevýznamných dostáváme finální model s adjustovaným koeficientem determinace 0,9974. Před zlomem se tedy potvrdil lineární trend, po zlomu pak parabolický, přičemž model vysvětlil 99,74% variability.

Obr. 17 Výstup QLR testu pro průměrnou hrubou měsíční mzdu



Zdroj: výpočty autorky

Parametry finálního modelu jsou zobrazeny v tabulce č. 12. Všechny koeficienty jsou významné, a proto můžeme přejít k verifikaci modelu. V době před strukturálním zlomem vykazuje časová řada lineární trend a v druhé části časové řady po strukturálním zlomu je již trend parabolický. Vidíme, že dochází ke změně trendu i ke změně sezónnosti. Konstanta před zlomem dosahuje hodnoty 13 774 Kč a po zlomu je to 16 682,60 Kč. Průměrná hrubá měsíční mzda se tedy zvýšila. V době před zlomem se hodnota v prvním čtvrtletí odchyluje od konstanty o -2 116,92 Kč, v druhém čtvrtletí o -1 158,57 Kč a ve třetím čtvrtletí o -1 583,97 Kč. Po zlomu se hodnoty odchylují od konstanty v prvním čtvrtletí o -296 Kč, ve druhém o -654 Kč a ve třetím čtvrtletí o -419 Kč. Nyní je třeba se podívat na možné příčiny těchto změn. Od 1. 1. 2008 totiž začala platit reforma veřejných financí, která mimo jiné zvýšila sazby nepřímých daní a snížila sazby přímých daní. V roce 2008 byla stanovena daň z příjmů fyzických osob na 15% a právnických osob na 21%, přičemž mělo dojít na snížení současných 19%. Jelikož po zlomu se zvýšila konstanta pro průměrnou hrubou měsíční mzdu, tato změna má možnou příčinu v těchto změnách daní. Jelikož předpokladem v hypotéze bylo, že průměrná hrubá měsíční mzda se v důsledku ekonomické krize snížila, hypotézu nemůžeme potvrdit.

Tab. 12 Parametry modelu průměrná hrubá měsíční mzda se strukturálním zlomem

	koeficient	statistika	p-hodnota
const	13 774	124,4	<0,05
time	267,152	62,08	<0,05
dq1	-2116,92	-18,78	<0,05
dq2	-1158,57	-10,32	<0,05
dq3	-1583,97	-14,14	<0,05
D	2908,6	17,95	<0,05
Dsq_time	-1,449	-23,18	<0,05
D_dq1	-296,06	-1,85	<0,05
D_dq2	-654,15	-4,12	<0,05
D_dq3	-419,34	-2,65	<0,05
Adjustovaný koeficient determinace			99,74
Akaikovo kritérium			883,39

Zdroj: výpočty autorky

V tabulce č. 13 jsou uvedeny výsledky testů specifikace a testů reziduí, zda neporušují některý z klasických předpokladů lineárního regresního modelu. Pro RESET test byly použity druhé a třetí mocniny a LM test pro logaritmy. Pro test konstantního rozptylu byl použit Whiteův test, který potvrdil homoskedasticitu. Ljung-boxovým testem byla testována autokorelace, která se nepotvrdila, a testem Chí-kvadrát byla potvrzena normalita reziduí. Všechny předpoklady klasického lineárního regresního modelu jsou tedy splněny.

Tab. 13 Výsledky testů pro model průměrné hrubé měsíční mzdy

	statistika	p-hodnota	výsledek testu
RESET test	0,506	0,606	Model je správně specifikován.
LM test	0,095	0,758	Model je správně specifikován.
Whiteův test	32,50	0,067	Homoskedasticita.
Ljung-Box	2,152	0,088	Není sériová korelace.
Chí-kvadrát	0,809	0,667	Je normální rozdělení.

Zdroj: výpočty autorky

Na obrázku č. 18 vidíme graf vyrovnaných a skutečných hodnot v závislosti na čase. Lze vidět, že model dobře popisuje získaná data. Pozorované (červeně) a vyrovnané (modře) hodnoty se velmi dobře překrývají. Také je zde vyobrazena

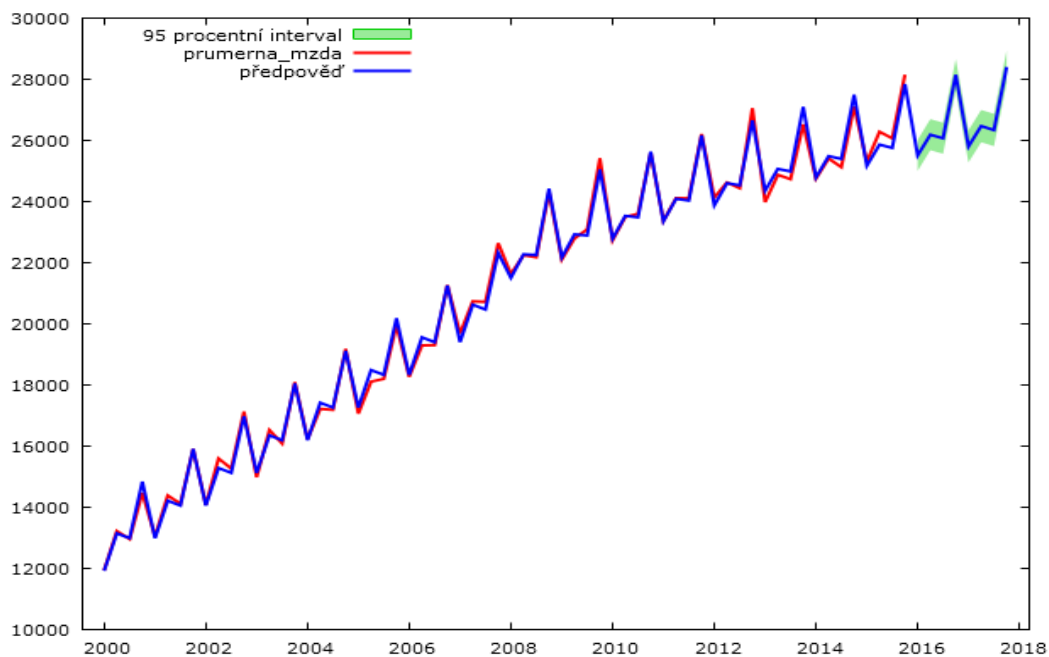
předpověď vývoje časové řady průměrné hrubé měsíční mzdy v dalších dvou letech. Hodnoty předpovědi jsou pak zobrazeny v tabulce č. 14.

Tab. 14 Předpověď modelu se zlomem pro průměrnou hrubou měsíční mzdu

období	předpověď	95% konfidenční interval
2016:1	25512,33	25005,88 - 26018,78
2016:2	26189,91	25682,27 - 26697,56
2016:3	26073,75	25564,86 - 26582,63
2016:4	28148,58	27638,42 - 28658,74
2017:1	25804,22	25279,15 - 26329,30
2017:2	26470,21	25943,27 - 26997,15
2017:3	26342,45	25813,59 - 26871,31
2017:4	28405,69	27874,86 - 28936,53

Zdroj: výpočty autorky

Obr. 18 Graf vyrovnaných a skutečných hodnot a předpověď modelu se zlomy pro průměrnou hrubou měsíční mzdu



Zdroj: výpočty autorky

Dle předpovědi se průměrná hrubá měsíční mzda bude v následujících dvou letech stabilizovat na průměrně stejné úrovni, jak ukazují zeleně zvýrazněné hodnoty na obrázku č. 18, přičemž z důvodu zahrnutí sezónnosti bude hodnota časové řady kolísat zhruba od 25 tisíc do 29 tisíc Kč.

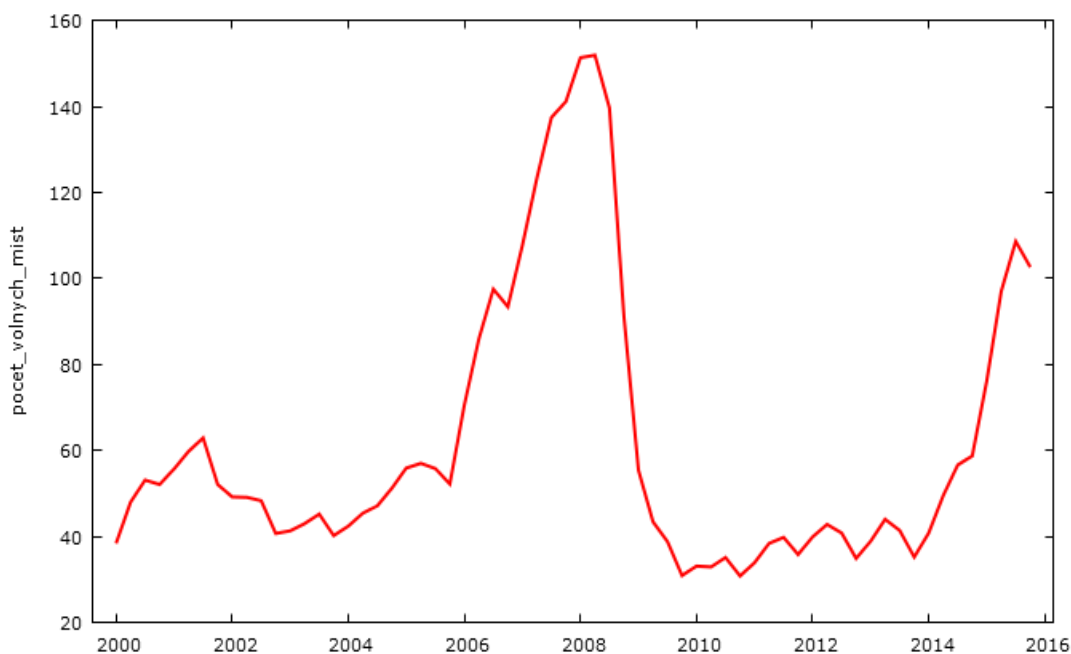
5.4 Počet volných míst a počet uchazečů na jedno volné pracovní místo

V této části bude testována čtvrtá hypotéza uvedená v cíli: „Vývoj počtu volných pracovních míst a vývoj počtu uchazečů na jedno volné pracovní místo se změnil v důsledku ekonomické krize.“ Hypotézu je nutné rozdělit na dvě části, přičemž nejdříve bude zkoumána první část hypotézy, tedy počet volných pracovních míst.

5.4.1 Počet volných pracovních míst

Na obrázku č. 19 je vyobrazen graf vývoje počtu volných pracovních míst od prvního čtvrtletí roku 2000 do čtvrtého čtvrtletí roku 2015. Data o počtu volných pracovních míst jsou uváděna v tisících.

Obr. 19 Graf vývoje počtu volných pracovních míst 1Q2000-4Q2015



Zdroj: výpočty autorky

Z grafu č. 19 jde vidět, že před rokem 2006 se začal počet volných pracovních míst zvyšovat a během roků 2008 a 2009 se zase skokem snížil. Tento vývoj lze přisuzovat důsledkům ekonomické krize. Kromě výše uvedeného výkyvu má časová řada konstantní vývoj od roku 2000, avšak v roce 2015 je evidentní, že se počet volných míst začal zvyšovat.

Do sestavovaného modelu přidáme časový lineární trend t , který nabývá hodnot $t=1,2,3,4, \dots, T$ a také čtyři sezónní proměnné, jelikož se jedná o čtvrtletní časovou řadu. Sezónní proměnná čtvrtého čtvrtletí dq_4 byla vynechána z důvodu přesné kolinearity. Přidáme rovněž pro srovnání parabolický trend. Rovnice modelu je následující:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 dq_1 + \beta_4 dq_2 + \beta_5 dq_3 + \varepsilon$$

Dle grafu se s velkou pravděpodobností sezónnost v tomto modelu nebude nacházet, pro srovnání ale periodické indikátorové proměnné do modelu budou přidány. Prvotní model je zobrazen v tabulce č. 15, kde jsou zobrazeny koeficienty odhadů modelu. Koeficient determinace dosahuje ovšem velmi malých hodnot.

Tab. 15 Parametry modelu počtu volných míst bez zahrnutí strukturálního zlomu

	koeficient	t-statistika	p-hodnota
const	41,026	2,781	<0,05
time	1,4510	1,60	0,1138
sq_time	-0,021	-1,56	0,1245
dq1	-0,529	-0,04	0,9639
dq2	4,399	0,38	0,7068
dq3	6,600	0,56	0,5725
Koeficient determinace			0,05
Akaikovo kritérium			634,44

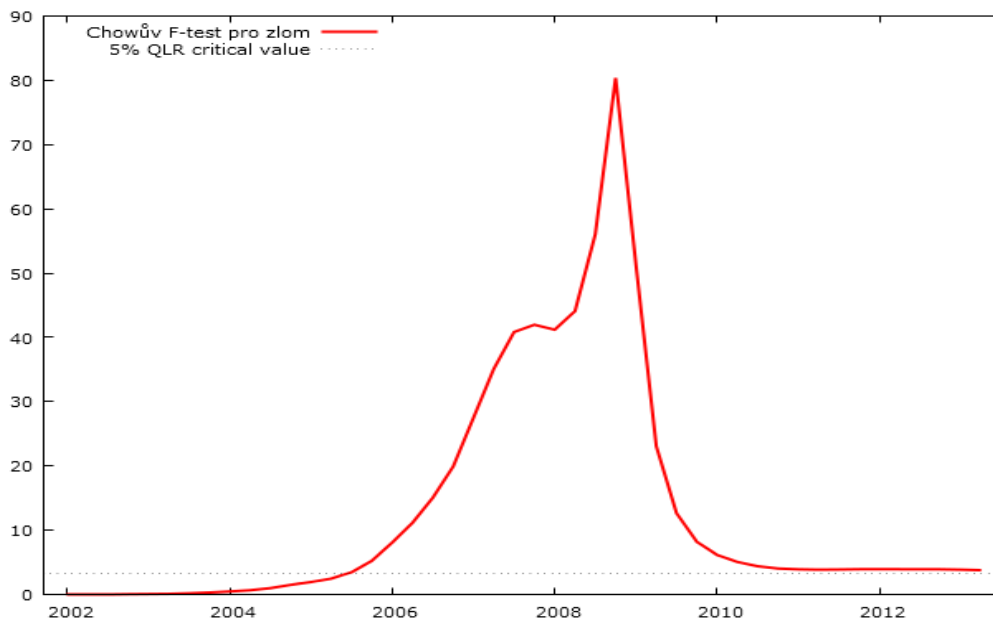
Zdroj: výpočty autorky

Po provedení Chowova a QLR testu bylo zjištěno, že v časové řadě se nachází zlom, kde dosahuje F -statistika nejvyšších hodnot, a to 80,3722 a p -hodnotu <0,05 při čtvrtém čtvrtletí roku 2008. Tento časový úsek dělí umělou proměnnou D , kdy do třetího čtvrtletí roku 2008 nabývá hodnoty 0 a od tohoto období do konce časové řady hodnoty 1. Výstup QLR testu je zobrazen na obrázku č. 20.

Do modelu tedy přidáme tuto umělou proměnnou a proměnné symbolizující vývoj po strukturálním zlomu. Dostáváme finální model, kde jsou všechny pro-

měnné statisticky průkazné. V této časové řadě nejsou zahrnuty koeficienty pro sezónnost, jelikož nebyly statisticky průkazné (p -hodnota $> 0,05$). Parametry finálního modelu jsou vyobrazeny v tabulce č. 16.

Obr. 20 Graf QLR testu pro počet volných pracovních míst



Zdroj: výpočty autorky

Adjustovaný koeficient determinace dosahuje po zahrnutí zlomu vysokých hodnot, tento model vysvětlil 89,50% variability modelu. Z tabulky č. 16 lze vidět, že před zlomem dosahuje konstanta hodnoty 71,63 tisíc volných pracovních míst a směrnice je -5,459. Po zlomu dosahuje konstanta hodnoty 541,7 tisíc a lineární člen je -21,619. Směrnice se po zlomu zvýšila a je tedy strmější. Před zlomem i po zlomu je evidován kvadratický trend. V této časové řadě je zaznamenán zlom ve čtvrtém čtvrtletí roku 2008, kdy je počet volných pracovních míst nejvyšší, proto konstanta po zlomu dosahuje vysokých hodnot a to 541,7 tisíc volných pracovních míst. Jak je ale vidět na grafu č. 19, časová řada počtu volných pracovních míst byla jednoznačně ovlivněna ekonomickou krizí. V tabulce č. 17 jsou zobrazeny výsledky testů ověřující správnou specifikaci a klasické předpoklady regresního modelu.

Tab. 16 Parametry modelu pro počet volných pracovních míst po zahrnutí strukturálního zlomu

	koeficient	t-statistika	p-hodnota
const	71,63	13,89	<0,05
time	-5,459	-8,80	<0,05
sq_time	0,229	13,88	<0,05
D	470,07	12,21	<0,05
Dt	-16,16	-14,74	<0,05
Koeficient determinace			89,50
Akaikovo kritérium			487,33

Zdroj: výpočty autorky

Tab. 17 Výsledky testů verifikace pro počet volných pracovních míst

	statistika	p-hodnota	výsledek testu
RESET test	0,003	0,985	Model je správně specifikován.
LM test	5,653	0,060	Model je správně specifikován.
Whiteův test	26,18	<0,05	Heteroskedasticita.
Breusch-Pagan	22,28	<0,05	Heteroskedasticita.
Ljung-Box	16,04	<0,05	Je autokorelace.
DW statistika	1,017	<0,05	Je autokorelace.
Normalita reziduí	4,682	0,096	Je normální rozdělení.

Zdroj: výpočty autorky

RESET test byl prováděn pro pouze druhé a pouze třetí mocniny, který potvrdil správnou specifikaci modelu. Dále LM test pro druhé mocniny, který taktéž potvrdil správnou specifikaci modelu. Problém nastává u testů ověřující konstantní rozptyl reziduí. Whiteův i Breusch-Pagan test totiž potvrdil výskyt heteroskedasticity. Taktéž s autokorelací je problém, kdy Ljung-boxův test s průkaznou p -hodnotou zamítá nulovou hypotézu o neexistenci sériové korelace, stejný výsledek udává i Durbin-Watsonova statistika. Chí-kvadrátem byla potvrzena normalita reziduí.

Jelikož je počet volných míst agregátním součtem, může se v těchto modelech vyskytovat heteroskedasticita i korelace. Jedná se o ale o nečistou formu těchto problémů, která se týká například i agregátních veličin, a proto k tomu nebudeme přihlížet. Tento model je tedy vhodný pro popis vývoje počtu volných pracovních míst. Analýzou avšak nebyla potvrzena výzkumná hypotéza. Ani kvantitativní výsledky práce nepotvrdily dopad ekonomické krize na tuto časovou řadu. Dopad

krize na časovou řadu je dle vývoje této řady evidentní, avšak práce tuto skutečnost nepotvrdila, hypotézu tedy musíme zamítnout. Rostoucí konstanta po zlomu je teda spojena s rostoucím trendem do roku 2008 (od roku 2006 lze spatřit prudký nárůst).

Vývoj této časové řady bude taktéž predikován jako u předcházejících časových řad, přičemž hodnoty predikce jsou zobrazeny v tabulce č. 18. Graf vyrovnaných a pozorovaných hodnot výsledného modelu je zobrazen na obrázku č. 21 spolu s předpovědí na další tři roky. Pozorované a vyrovnané hodnoty se velmi dobře překrývají, proto model odpovídá získaným datům.

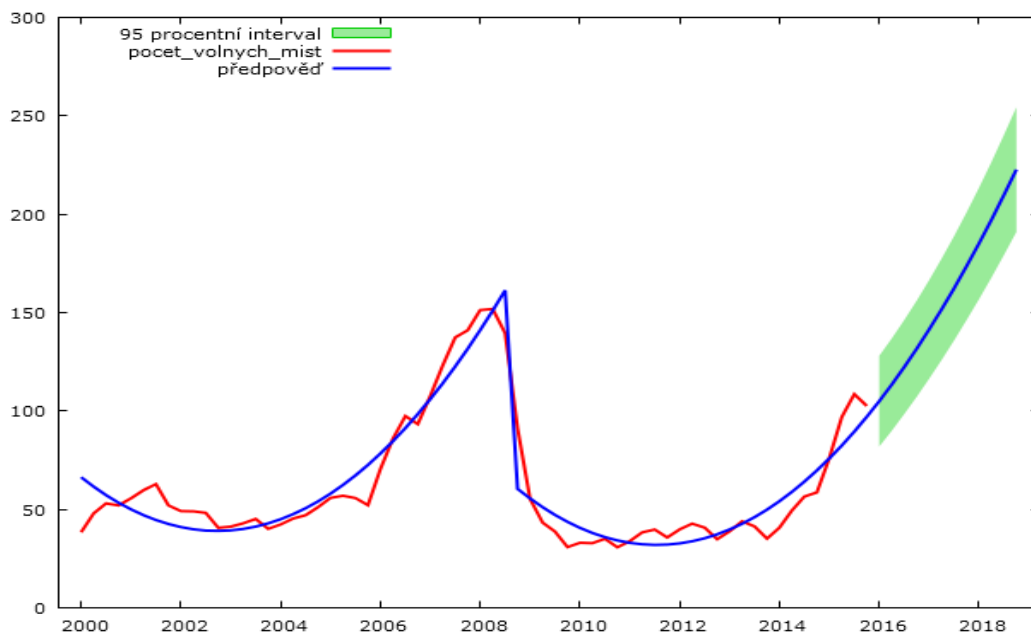
Tab. 18 Předpověď modelu se zlomy pro počet volných pracovních míst v tis.

období	předpověď	95% konfidenční interval
2016:1	105,0	82,0 - 128,1
2016:2	113,4	90,0 - 136,9
2016:3	122,3	98,4 - 146,2
2016:4	131,6	107,2 - 156,1
2017:1	141,4	116,4 - 166,5
2017:2	151,7	125,9 - 177,4
2017:3	162,4	135,9 - 188,9
2017:4	173,5	146,2 - 200,9
2018:1	185,1	156,8 - 213,5
2018:2	197,2	167,9 - 226,6
2018:3	209,8	179,3 - 240,2
2018:4	222,8	191,1 - 254,4

Zdroj: výpočty autorky

Na základě předpovědi uvedené v tabulce č. 18 je zřejmé, že počet volných pracovních míst se bude nadále zvyšovat v následujících třech letech. Jedná se o reálný předpoklad, ekonomika se nachází v expanzi a dle inzertních serverů je v současnosti nejvíce volných pracovních míst.

Obr. 21 Graf vyrovnaných a skutečných hodnot a předpověď pro počet volných pracovních míst



Zdroj: výpočty autorky

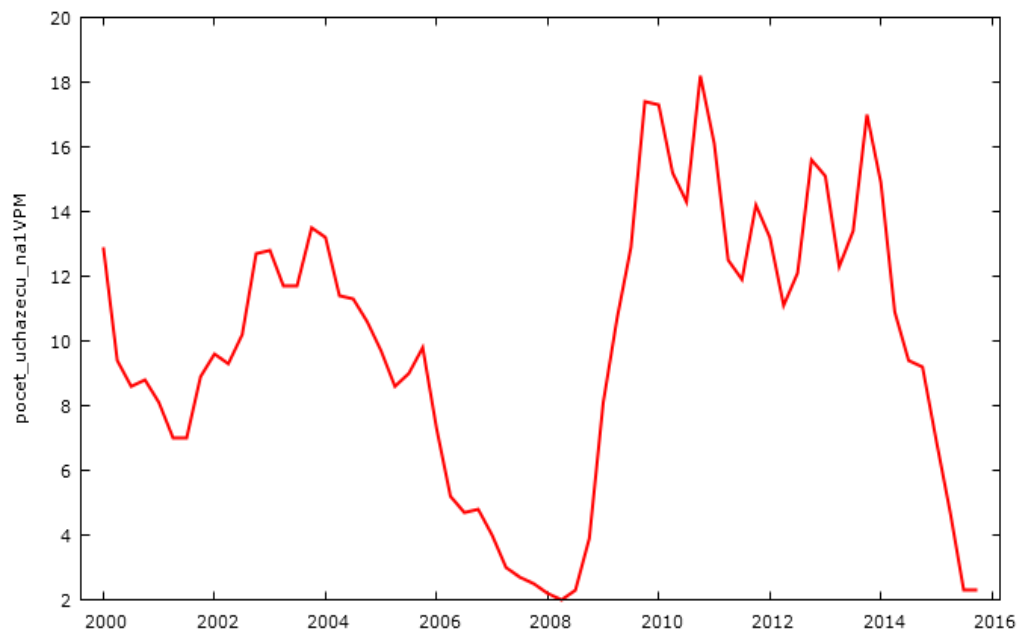
5.4.2 Počet uchazečů na jedno volné pracovní místo

Nyní přejdeme na druhou část hypotézy, zda se vývoj počtu uchazečů na jedno volné pracovní místo změnil v důsledku ekonomické krize. NA obrázku č. 22 je zobrazen graf vývoje této časové řady od prvního čtvrtletí roku 2000 do čtvrtého čtvrtletí roku 2015.

Z grafu na obrázku č. 22 jde vidět, že v roce 2004 začal trend vývoje počtu uchazečů na jedno volné pracovní místo klesat a v roce 2008 je nejnižší hodnota této časové řady, a to konkrétně 2 uchazeči na jedno volné pracovní místo. Po propuknutí ekonomické krize, od roku 2008, začíná trend růst a hodnota časové řady se dostává na úroveň 18,2 uchazeče na jedno pracovní místo.

QLR testem bude ověřeno, zda se v této časové řadě nachází zlom. Z modelu s konstantou a trendem vychází, že zlom se nachází ve třetím čtvrtletí roku 2009, kde F -statistika dosahuje svého maxima 40,1927 (p -hodnota < 0,05). Chowův test toto tvrzení potvrzuje, jelikož p -hodnota je 0,0000.

Obr. 22 Graf vývoje počtu uchazečů na jedno volné pracovní místo 1Q2000-4Q2015



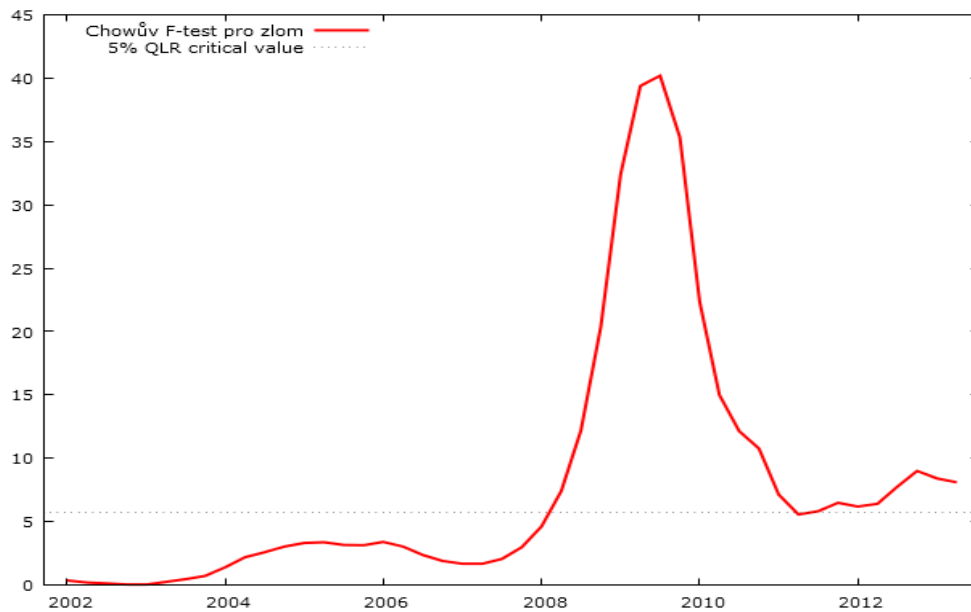
Zdroj: výpočty autorky

Výstup QLR testu je zobrazen na obrázku č. 23 a graf vyrovnaných a skutečných hodnot pro tento model proložený přímkou se zlomem na obrázku č. 24. Rovnice modelu je následující:

$$Y_t = 11,8 - 0,18t + 22,4D - 0,23Dt + \varepsilon_t$$

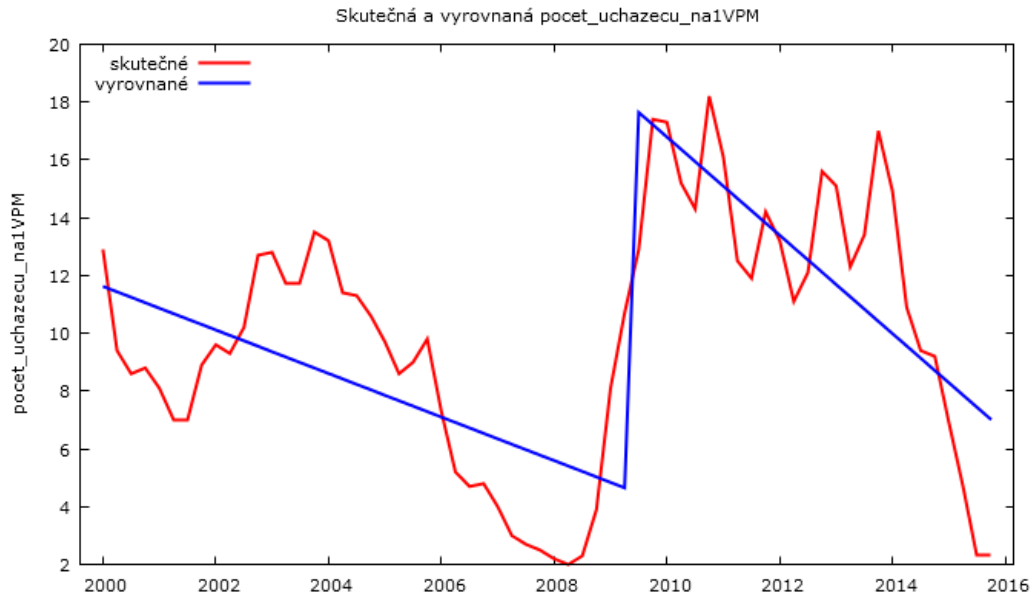
Konstanta před zlomem dosahuje hodnoty 11,8 a po zlomu je to více než dvojnásobek, tedy 34,2 uchazečů na jedno volné pracovní místo. Směrnice před zlomem dosahuje hodnoty -0,18 a po zlomu 0,41 a jak vidíme z grafu č. 24, směrnice po zlomu je strmější.

Obr. 23 Výstup QLR testu pro počet uchazečů na jedno volné pracovní místo



Zdroj: výpočty autorky

Obr. 24 Model ověření změny vývoje pro počet uchazečů na jedno volné pracovní místo



Zdroj: výpočty autorky

Tato časová řada bude modelována také sofistikovanější metodou, pomocí metodiky SARIMA. Nejdříve je nutné otestovat časovou řadu na výskyt jednotkového řadu a tedy ověřit, zda je stacionární. Dle ADF testu řada stacionární není, a jelikož se hodnoty korelogramu nepřibližují hodnotě jedna, budeme pracovat s jednou diferencovanou časovou řadou, která již stacionární je. Model bude modelován metodikou SARIMA (0,1,1) (1,0,0)₄. Parametry modelu jsou zobrazeny v tabulce č. 19.

Tab. 19 Parametry modelu SARIMA (0,1,1) (1,0,0)₄ pro počet uchazečů na jedno volné pracovní místo

	koeficient	p-hodnota
Phi_1	0,6077	9,21e-010
theta_1	0,5901	1,03e-07
Akaikovo kritérium		221,6773

Zdroj: výpočty autorky

Koeficient Phi_1 z tohoto modelu ukazuje, že diferencovaný počet uchazečů na jedno volné pracovní místo je velmi závislý na hodnotě z předešlého roku, tedy před čtyřmi čtvrtletími. Koeficient theta_1 naznačuje také značnou podobnost mezi současnou hodnotou diferencovaného počtu uchazečů na jedno volné pracovní místo a náhodnou veličinou ve zpoždění -1.

Nyní budou provedeny testy na výskyt bílého šumu, tedy test autokorelace, ARCH test a normalita reziduí. Výsledky jsou zaznamenány v tabulce č. 20.

Tab. 20 Výsledky testů verifikace modelu SARIMA (0,1,1) (1,0,0)₄ pro počet uchazečů na jedno volné pracovní místo

	statistika	p-hodnota	výsledek testu
Chí-kvadrát	5,7580	0,0561	Je normální rozdělení.
Ljung-Box	0,7378	0,6915	Není autokorelace.
ARCH(q) test	13,9628	0,0074	Je ARCH efekt.

Zdroj: výpočty autorky

Z tabulky č. 20 je patrné, že autokorelace se v tomto modelu nevyskytuje a rezidua mají normální rozdělení. Dle testů se ale v modelu vyskytuje ARCH efekt. Podmíněná heteroskedasticita je v tomto modelu způsobena odlehlými pozorováními. Za normálních okolností by bylo možným řešením odstranění odlehlých hodnot pozorování, v našem případě jde ale o časovou řadu, a proto hodnotu odstranit

nemůže, jelikož by nám chyběla. Počet uchazečů na jedno volné pracovní místo je vlastně poměr počtu uchazečů a počtu volných pracovních míst. Lze předpokládat, že hodnoty těchto dvou časových řad se mění ve stejnou dobu a například v případě recese se počet uchazečů zvyšuje a počet volných míst naopak snižuje. Jelikož časová řada je poměrem těchto dvou hodnot, účinek na ni může být několikrát větší. Proto existují odlehle hodnoty a tento model je postižen podmíněnou heteroskedasticitou. Model tedy měnit nebudeme, jelikož o odlehlých hodnotách víme, proto k tomuto výsledku nebudeme dále přihlížet.

V tabulce č. 21 a na obrázku č. 25 jsou zobrazeny výsledky předpovědi pro tento model a zároveň na obrázku č. 25 je zobrazen graf vyrovnaných a skutečných hodnot a předpověď, kde můžeme vidět, že model popsal získaná data velmi dobře.

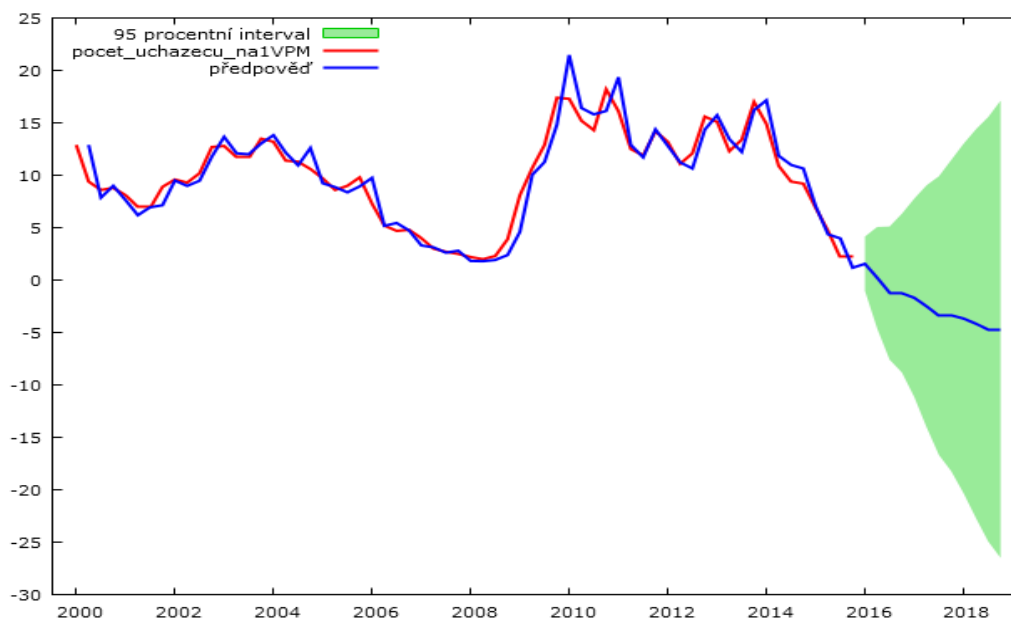
Podle predikce se má počet uchazečů na jedno volné pracovní místo nadále snižovat. Jak již bylo řečeno výše, ekonomika se nachází v expanzi a proto je tento předpoklad reálný. Predikční interval zahrnuje nulu, předpověď proto není ze statistického hlediska od nuly odlišná. Vývoj časové řady se bude nadále v dalších třech letech snižovat, přičemž k roku 2018 se očekává stabilizace hodnot. Záporné hodnoty si ale můžeme vysvětlit tím, tak jako v kapitole u obecné míry nezaměstnanosti, že populace stárne a na druhé straně je nedostatek kvalifikované pracovní síly.

Tab. 21 Předpověď modelu SARIMA (0,1,1) (1,0,0)₄ pro počet uchazečů na jedno volné pracovní místo

období	předpověď	95% konfidenční interval
2016:1	1,6	-1,0-4,1
2016:2	0,2	-4,6-5,1
2016:3	-1,2	-7,6-5,1
2016:4	-1,2	-8,8-6,3
2017:1	-1,7	-11,1-7,8
2017:2	-2,5	-14,0-9,0
2017:3	-3,4	-16,7-9,9
2017:4	-3,4	-18,2-11,5
2018:1	-3,7	-20,3-13,0
2018:2	-4,2	-22,7-14,4
2018:3	-4,7	-24,9-15,5
2018:4	-4,7	-26,5-17,1

Zdroj: výpočty autorky

Obr. 25 Předpověď modelu SARIMA (0,1,1) (1,0,0)₄ pro počet uchazečů na jedno volné pracovní místo



Zdroj: výpočty autorky

6 Závěr

Ekonomická krize začala v USA původně na trhu s nemovitostmi, poté přerostla v krizi likvidity, kdy banky ale také domácnosti i firmy měly čím dál tím méně finančních prostředků a dostaly se do neschopnosti splácet. Hypoteční krize se přeměnila díky otevřenosti ekonomik na světovou finanční krizi a rozšířila se do celého světa. Tato krize měla za následek krachy mnoha bank a také společností.

Trh práce je součástí národního hospodářství, a proto je na něj zaměřena pozornost mnoha institucí. Skládá se z nabídkové a poptávkové strany, přičemž tato práce se zaměřuje na obě strany. Závislost trhu práce na ostatních makroekonomických ukazatelích je zřejmá, vývoj nezaměstnanosti je spjat s vývojem HDP, inflací atd., což také potvrdila tato diplomová práce. Trh práce ovlivňuje i stát samotný například poskytováním dotací, aktivní politikou zaměstnanosti, existencí úřadů práce apod.

Cílem této práce bylo zhodnocení dopadů ekonomické krize na ukazatele trhu práce a přitom bylo použito ekonometrických modelů. Ukazatelé, které byly analyzovány, jsou obecná míra nezaměstnanosti, počet nezaměstnaných osob, míra ekonomické aktivity, průměrná hrubá měsíční mzda, počet volných pracovních míst a počet uchazečů na jedno volné pracovní místo, přičemž všechny ukazatele byly v čtvrtletí frekvenci od roku 2000 do roku 2015. Diplomová práce si kladla za cíl ověřit závislost těchto ukazatelů na ekonomické krizi, která se datuje od roku 2007 do roku 2009. V práci byla také analyzována korelace míry nezaměstnanosti s makroekonomickými ukazateli, jako je HDP, míra inflace, úrokové sazby a směnný kurz CZK/EUR.

Prvotním předpokladem této práce bylo ovlivnění trhu práce počátkem ekonomické krize v České republice. V cíli práce byly definovány hypotézy, které byly ověřovány v kapitole výsledky a diskuze. V této části práce byla také provedena predikce některých ukazatelů trhu práce na tři roky dopředu.

Hypotéza 1: „*Vývoj počtu nezaměstnaných osob je ovlivněn průběhem ekonomické krize.*“ byla potvrzena. Vývoj počtu nezaměstnaných osob od roku 2000 postupně klesal, přičemž od roku 2006 přechází na prudký pokles. Zlom v této časové řadě nastává v prvním čtvrtletí roku 2009, který rozděluje časovou řadu na dva segmenty. Analýzou bylo zjištěno, že počet nezaměstnaných osob v prvním segmentu dosahuje hodnoty 467 tisíc osob a po zlomu je to cca 604 tisíc nezaměstnaných osob. Směrnice v této časové řadě zůstává stejná před zlomem i po zlomu,

tedy je stejně strmá. Metodikou SARIMA byla potvrzena závislost diferencované časové řady na hodnotách přírůstků časové řady v předchozím čtvrtletí, hodnotě přírůstků před rokem a před dvěma lety. Je zde tedy značná sezónní závislost. Vývoj této časové řady byl také predikován a počet nezaměstnaných osob bude v dalších třech letech klesat a poté je náznak stabilizace.

Hypotéza 2: „*Vývoj míry ekonomické aktivity a průměrné hrubé měsíční mzdy se změnil po začátku ekonomické krize.*“ byla analyzována z dvou částí. Nejdříve padla pozornost na míru ekonomické aktivity. U této časové řady byl zjištěn výskyt dvou strukturálních zlomů. První se datuje na čtvrté čtvrtletí roku 2011 a druhý pak na třetí čtvrtletí roku 2006. Model byl proložen kvadratickým trendem a zahrnuje v sobě sezónnost, jejíž koeficienty jsou totožné pro dobu před zlomem i po zlomu. Míra ekonomické aktivity měla klesající trend, ke konci roku 2006 ale časová řada klesala více prudce, což je spojeno se začínajícími signály ekonomické krize. V roce 2011 proběhla změna zejména v Zákoníku práce a od roku 2012 začala míra ekonomické aktivity naopak prudce růst. Časová řada byla díky zlomům rozdělena na tři části, kdy první část končí již ve zmíněném třetím čtvrtletí roku 2006 a druhá část končí čtvrtým čtvrtletím roku 2011. Odhadnutý model tedy potvrdil hypotézu, že vývoj míry ekonomické aktivity se změnil po začátku ekonomické krize. Hodnota míry ekonomické aktivity dosahuje 61%, po začátku ekonomické krize to je ale pouze 25%. Po roku 2011 se hodnota zvýšila na 62%. Vývoj míry ekonomické aktivity se tedy změnil vlivem ekonomické krize a první část hypotézy tedy můžeme potvrdit. Predikcí bylo předpovězeno, že míra ekonomické aktivity bude v následujících třech letech klesat.

Druhá část hypotézy se zaměřuje na průměrnou hrubou měsíční mzdu, kdy již z grafu byl patrný růst a sezónnost. Tato časová řada také prokázala zlom a to v prvním čtvrtletí roku 2008. Časová řada má před zlomem lineární trend a po zlomu kvadratický, přičemž v obou dvou částech se vyskytuje sezónnost. Konstanta po zlomu se zvyšuje, což je dáno rostoucím trendem v čase. Každopádně v časové řadě se dle QLR testu nachází zlom, který se navíc datuje v roce 2008, lze tedy předpokládat, že souvisí s ekonomickou krizí a také se změnami v oblasti daní. Jelikož se ale po zlomu průměrná hrubá měsíční mzda zvyšuje, nepředpokládám, že by tato změna souvisela s ekonomickou krizí. Druhou část hypotézy tedy potvrdit nemůžeme. Predikce této časové řady ukázala, že průměrná hrubá měsíční mzda se bude v dalších dvou letech stabilizovat, popřípadě mírně růst.

Hypotéza 3: „*Vývoj obecné míry nezaměstnanosti se změnil v důsledku ekonomické krize a je korelován s vývojem HDP, mírou inflace, vývojem směnného kurzu*“

CZK/EUR a úrokovými sazbami.“ byla tak rozdělena taktéž na dvě části. Nejdříve byla analyzována závislost na ekonomické krizi. Analýzou byl zjištěn zlom v prvním čtvrtletí roku 2009, a jelikož krize začala na konci roku 2007 v USA, na míru nezaměstnanosti to mělo dle výsledků této analýzy v ČR opožděný vliv. Hodnota obecné míry nezaměstnanosti dosahovala před zlomem hodnoty cca 8% a po zlomu 10%. Metodou SARIMA bylo prokázáno, že velikost diferencí současné obecné míry nezaměstnanosti je ovlivněna hodnotou přírůstků předchozího čtvrtletí a hodnotou přírůstků před dvěma čtvrtletími a dále hodnotou přírůstků obecné míry nezaměstnanosti před rokem a před dvěma lety. Predikcí bylo předpovězeno, že hodnota této časové řady bude nadále klesat v dalších třech letech, což je reálný předpoklad, jelikož ekonomika se nachází v expanzi a zveřejněné údaje ČSÚ počátkem roku 2016 toto potvrzují. První část hypotézy tedy byla potvrzena.

Poté byla analyzována druhá část hypotézy, tedy korelace mezi mírou nezaměstnanosti a makroekonomickými ukazateli – hodnotou HDP, mírou inflace, diskontními úrokovými sazbami a směnným kurzem CZK/EUR. U HDP a míry nezaměstnanosti byla potvrzena negativní korelace, tedy jestliže se zvýší v současnosti přírůstky hodnot diferencované HDP, potom se ve zpoždění 1 a 2 čtvrtletí sníží hodnoty diferencované obecné míry nezaměstnanosti. Nejprve se tedy změní HDP a poté míra nezaměstnanosti, což uvádí i Okunův zákon. Naproti tomu u míry inflace byl jiný výsledek – difference obecné míry nezaměstnanosti ovlivňují difference míry inflace v současnosti a ve zpoždění 1 čtvrtletí. Nejprve se tedy změní nezaměstnanost a poté inflace, což dokazuje i Phillipsova křivka. Tyto výsledky jsou tedy v souladu s ekonomickou teorií. U diskontních úrokových sazeb a směnného kurzu se korelace nepotvrdila. Pravděpodobně to může být způsobeno řízeným plovoucím kurzem ČNB a také trvale nízkou diskontní sazbou.

Poslední hypotéza se zaměřovala na poptávkovou stranu trhu práce, počet volných pracovních míst a počet uchazečů na jedno volné pracovní místo. Hypotéza 4 zní: „*Vývoj počtu volných pracovních míst a vývoj počtu uchazečů na jedno volné pracovní místo je ovlivněn propuknutím ekonomické krize.*“ U časové řady počtu volných pracovních míst byl prokázán zlom, a to ve čtvrtém čtvrtletí roku 2008, kdy dosahuje hodnota této časové řady nejvyšších hodnot. Po zlomu se mění konstanta i lineární člen, kdy konstanta po zlomu dosahuje avšak vyšších hodnot než před zlomem, což je způsobeno prudce rostoucí křivkou od roku 2006. Směrnice po zlomu je vyšší, a proto křivka po zlomu klesá strměji. Model nezahrnuje sezónnost a zahrnuje kvadratický trend. Zlom byl detekován koncem roku 2008, kdy je hodnota počtu volných pracovních míst nejvyšší, a proto konstanta po zlomu do-

sahuje hodnoty téměř 542 tisíc volných pracovních míst. Výsledky práce jsou tedy adekvátní vývoji časové řady. Dle vývoje této časové řady lze usuzovat, že je jednoznačně ovlivněna ekonomickou krizí, avšak kvantitativní výsledky analýzy to potvrdit nemohou. V dalších třech letech bude počet volných pracovních míst dle predikce nadále stoupat.

Poslední časová řada se zaměřovala také na poptávkovou stranu trhu práce, počet uchazečů na jedno volné pracovní místo. V této časové řadě byl detekován zlom ve třetím čtvrtletí roku 2009. Ekonomická krize se tedy dotkla této oblasti s mírným zpožděním. Konstanta před zlomem dosahuje hodnoty 11,8 uchazečů na jedno volné pracovní místo, zatímco po zlomu tato hodnota atakuje hranici 35 uchazečů na jedno volné pracovní místo. Po zlomu má směrnice strmější pokles. Hypotézu tedy můžeme potvrdit – vývoj počtu uchazečů na jedno volné pracovní místo je ovlivněn ekonomickou krizí. Tato časová řada byla modelována metodikou SARIMA, avšak nejprve byla časová řada diferencována. Dle modelu je diferencovaný počet uchazečů na jedno volné pracovní místo závislý na hodnotě přírůstků této časové řady před rokem a dále, že existuje podobnost mezi současnou hodnotou diferencovaného počtu uchazečů na jedno volné pracovní místo a zpožděnou náhodnou veličinou ve zpoždění -1. U této proměnné nastal problém s ARCH efektem, který je ale způsoben extrémními hodnotami, které nebyly zachyceny modelem. Předpověď této časové řady bylo zjištěno, že počet uchazečů na jedno volné pracovní místo bude nadále v dalších třech letech klesat.

Jak ukázaly výsledky této práce, vliv ekonomické krize na trh práce byl obrovský. Rostla míra nezaměstnanosti, rostl počet nezaměstnaných osob, zvyšoval se počet uchazečů na jedno volné pracovní místo apod. Ke stabilizaci situace na trhu práce by pomohla některá opatření, která mimo jiné představilo i Ministerstvo práce a sociálních věcí. Bylo by vhodné upravit systém investičních pobídek a to jak na podporu nových pracovních míst, tak pro podporu podnikání v problémových regionech s vysokou mírou nezaměstnanosti (mezi problémové regiony patří Moravskoslezský kraj a také Jihomoravský kraj, které mají nejvyšší počet dlouhodobě nezaměstnaných osob, celkem za ČR ke konci roku 2015 činil jejich počet cca 115 tisíc osob, přičemž nejvíce osob má střední školu bez maturity). V tomto ohledu je potřebná spolupráce s Ministerstvem průmyslu a obchodu. Dále stojí za zmínku podpora vytvoření dalších pracovních příležitostí a to jak v problémových oblastech, tak obtížně umístitelných zájemců o zaměstnání, například matky vracející se z mateřské dovolené, starší lidé nad 50 let apod. Nástrojem tohoto opatření by mohly být například slevy ze sociálního pojištění poskytnuté

takovým zaměstnavatelům nebo akceptování a zavedení většího počtu zkrácených úvazků.

Úřady práce by také měly zavést komplexní a jednotný program týkající se poradenství a rekvalifikace a to jak se zaměřením na potenciální uchazeče, tak potenciálním zaměstnavatelům i začínajícím osobám, které chtějí samostatně podnikat. To by znamenalo navýšení rozpočtu na aktivní politiku zaměstnanosti, přičemž by bylo vhodné zaměřit se jak na poradenství zmíněné výše, tak na rekvalifikaci uchazečů evidovaných na úřadech práce. Zároveň by se rekvalifikací mohly podpořit zájemci o zaměstnání a nahradit tím cizince pracující v ČR (v roce 2015 bylo evidováno cca 330 tisíc cizinců pracujících v ČR, přičemž nejvíce pochází ze Slovenska, Ukrajiny a na třetím místě je Polsko).

Dále by bylo vhodné zaměřit se na nezaměstnanost absolventů a nastavit a sjednotit systém vzdělávání tak, aby byl kompatibilní s aktuálními požadavky trhu práce, usměrňovat uchazeče o studium k těm oborům, kde je nedostatek pracovníků a podpořit získávání pracovních zkušeností a dovedností již během studia i pro absolventy.

Jelikož existuje v České republice i soukromé agentury práce, bylo by vhodné sjednotit evidenci jak uchazečů, tak volných pracovních míst a vytvořit tak sjednocený a komplexní systém vhodný jak pro uchazeče o zaměstnání tak pro potenciální zaměstnavatele. V neposlední řadě je třeba zaměřit se na legislativní stránku a to jak na genderovou diskriminaci na trhu práce, tak na kontroly MPSV proti nelegálním pracím.

7 Seznam použité literatury

Cenné zdroje

- ARLT, J., ARLTOVÁ, M.: *Ekonomické časové řady*. V Professional Publishing vyd. 1. Praha: Professional Publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-85-6.
- ARLT, J., ARLTOVÁ, M.: *Finanční časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. 1. vyd. Praha: Grada, 2003, 220 s. ISBN 80-247-0330-0.
- BUSCHER, H., DREGER, CH., RAMOS, R., SURINACH, J. : IZA. *The impact of institutions on employment performance in European labour markets* [online]. Discussion Paper No. 1732, 2005 [cit. 2015-11-24]. Dostupné z: <http://ftp.iza.org/dp1732.pdf>
- BALDWIN, R., WYPLOSZ, Ch.: *The economics of European integration*. London: McGraw-Hill, c2004, xx, 458 s. ISBN 00-771-0394-7
- BOERI, T., *The economics of imperfect labor markets*. Princeton: Princeton University Press, 2008, xx, 319 s. ISBN 978-0-691-12449-0.
- BROOKS, Ch., *Introductory econometrics for finance*. 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2008, xxiii, 648 s. ISBN 978-0-521-87306-2.
- BROŽOVÁ, D.: *Kapitoly z ekonomie trhů práce*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2006, 173 s. ISBN 80-245-1120-7.
- BUDÍKOVÁ, M., KRÁLOVÁ M., MAROŠ B.: *Průvodce základními statistickými metodami*. 1. vyd. Praha: Grada, 2010, 272 s. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-3243-5.
- CIPRA, T., *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008, 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.
- CONSTANTIN, S.: *The unemployment in Europe*. Bulletin of the Transilvania University of Brasov. Series V: Economic Sciences. 2015, Vol. 8 Issue 2, p339-344. 6p. ISSN 2065-2194.
- DAGUERRE, A.: *Active labour market policies and welfare reform: Europe and the US in comparative perspective*. Basingstoke [u.a.]: Palgrave Macmillan, 2007. 191 s. ISBN 978-1-4039-8830-0.
- DVOŘÁKOVÁ, Z.: *Management lidských zdrojů*. Vyd. 1. Praha: C.H. Beck, 2007, xxii, 485 s. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7179-893-4.

- EDERVEEN, S., THISSEN, L.: *Can labour market institutions explain unemployment rates in new EU member states?*. Brussels: ENEPRI, 2004. ISBN 92-907-9504-2.
- GREENE, W. H.: *Econometric analysis*. 5th ed. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall, 2002, 1026 p. ISBN 978-0130661890.
- GRUBB, D.: *Eligibility criteria for unemployment benefits*. OECD Economic studies No. 31 [online]. 2000 [cit. 2015-11-17]. Dostupné z: <http://www.oecd.org/eco/growth/2724341.pdf>
- GUJARATI, D N. *Basic econometrics*. 4. vyd. Boston: McGraw Hill, 2003. 1002 s. ISBN 0-07-112342-3.
- HEBÁK, P., HUSTOPECKÝ, J., JAROŠOVÁ, E., a MALÁ, I., *Vícerozměrné statistické metody*. Vyd. 1. Praha: Informatorium, 2005, 3 sv. ISBN 80-733-3025-3.
- HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SEGER, J., FISCHER, J.: *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007, 415 s. ISBN 978-80-86946-43-6.
- HOLMAN, R.: *Mikroekonomie: středně pokročilý kurz. 2.*, aktualiz. vyd. V Praze: C.H. Beck, 2007, xvi, 592 s. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7179-862-0.
- HRABÁNKOVÁ, M.: *Rozvoj lidských zdrojů ve venkovském prostoru České republiky: monografie 2007. 1. české vyd.* Praha: MJF, 2007, 191 s. ISBN 978-80-86284-66-8.
- HUČKA, M., KISLINGEROVÁ, E., MALÝ, M. *Vývojové tendence velkých podniků: podniky v 21. století*. V Praze: C.H. Beck, 2011. Beckova edice ekonomie. ISBN 978-80-7400-198-7.
- HUŠEK, R., PELIKÁN, J., *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2003, 263 s. ISBN 80-864-1929-0.
- HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2007, 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza: [předmět a metody : simulační modely a techniky : ekonometrické prognózování]*. Vyd. 1. Praha: Ekopress, 1999, 303 s. ISBN 80-861-1919-X.
- IMMERVOLL, H.: *Minimum wages, minimum labour cost and the tax treatment of low-wage employment*. OECD Social, employment and migration working papers No. 46 [online]. 2007 [cit. 2015-11-17]. Dostupné z: <http://www.oecd.org/social/soc/37930738.pdf>

- JANEČKOVÁ, E.: *Nejčastější pochybení zaměstnavatelů při plnění povinností dle zákoníku práce*. Vyd. 1. Praha: Wolters Kluwer, 2014, 199 s. ISBN 978-80-7478-518-4.
- JÍROVÁ, H.: *Deformace na českém trhu práce*. Praha: Národohospodářský ústav Josefa Hlávky, 2002, 85 s. Studie (Národohospodářský ústav Josefa Hlávky). ISBN 80-238-9819-1.
- JUREČKA, V.: *Mikroekonomie*. 1. vyd. Praha: Grada, 2010, 359 s. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-3259-6.
- JUREČKA, V. A KOLEKTIV. *Makroekonomie*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Grada, 2013. ISBN 80-247-4386-8.
- KOCIÁNOVÁ, R.: *Personální činnosti a metody personální práce*. Vyd. 1. Praha: Grada, 2010, 215 s. Psyché (Grada). ISBN 978-80-247-2497-3.
- KOTÝNKOVÁ, M.: *Trh práce na přelomu tisíciletí*. Vyd. 1. V Praze: Oeconomica, 2006, 256 s. ISBN 80-245-1149-5.
- KOTÝNKOVÁ, M., NĚMEC, O.: *Lidské zdroje na trhu práce: vývoj a tendence v souvislosti se vstupem České republiky do EU*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2003, 199 s. ISBN 80-864-1948-7.
- LAYARD, P R G., JACKMAN, R., NICKELL, S J.: *Unemployment : macroeconomic performance and the labour market*. Oxford: Oxford University Press, 1992. 618 s. ISBN 0-19-828434-9.
- MAREK, L.: *Statistika pro ekonomy: aplikace*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2005, 423 s. ISBN 80-864-1968-1.
- NEŠČÁKOVÁ, L., MARELOVÁ L.: *Vnitřní závazné předpisy zaměstnavatele a jiné pracovní právní úkony: krok za krokem*. 1. vyd. Praha: Grada, 2013, 246 s. Právo pro každého (Grada). ISBN 978-80-247-4622-7.
- NEŠČÁKOVÁ, L.: *Pracovní právo pro neprávnický: rozbor vybraných ustanovení, praktická aplikace, vzory a příklady*. 1. vyd. Praha: Grada, 2012, 271 s. Právo pro každého (Grada). ISBN 978-80-247-4091-1.
- NEUBAUER, J., SEDLAČÍK M., KŘÍŽ, O.: *Základy statistiky: aplikace v technických a ekonomických oborech*. 1. vyd. Praha: Grada, 2012, 236 s. ISBN 978-80-247-4273-1.
- PALÁT, M.: *Effects of labour migration on economic development during economic downturn and recovery*. Macroeconomics: Prices, Business Fluctuations, &

- Cycles ournal. [online]. In *Macroeconomics: Prices, Business Fluctuations, & Cycles eJournal*. 2013. sv. 6, č. 5, s. 1-18.
- PALÁT, M.: *Moderní pojetí trhu práce a směry ekonomického myšlení*. Periodica Academica. 2012. sv. 7, č. 2, s. 77--87. ISSN 1802-2626.
- PALÁT, M.: *Neoklasická a keynesovská pojetí trhů práce: úskalí a přínosy*. Periodica Academica. 2011. sv. VI, č. 1, s. 107--114. ISSN 1802-2626.
- ŘEHOŘ, P.: *Metody hodnocení potenciálu regionů se zaměřením na trh práce: vědecká monografie*. Brno: Akademické nakladatelství CERM, 2010. 110 s. ISBN 978-80-7204-735-2.
- TVRDOŇ, M.: *Institucionální rámec fungování české ekonomiky po vstupu do EU (aplikace na trh práce)*. V Karviné: Slezská univerzita v Opavě, Obchodně podnikatelská fakulta, 2007. 183 s. Studia oeconomica : vědecké monografie Slezské univerzity v Opavě, Obchodně podnikatelské fakulty v Karviné. ISBN 978-80-7248-430-0.
- VYBÍHAL, V.: *Mzdové účetnictví: praktický průvodce*. Praha: Grada, 2015, ^^^sv. Účetnictví a daně (Grada). ISBN 9788024754994
- WOOLDRIDGE, J. M.: *Introductory econometrics: a modern approach*. 2nd ed. Mason: Thomson South-Western, 2003, xxvii, 863 s. ISBN 03-241-1364-1.
- ZHANG, M., PEPPAS, S., PEPPAS, S., A TYLER T. YU. *The great recession: a statistical analysis of its effects on unemployment*. International Journal of Business & Economics Perspectives. Fall2015, Vol. 10 Issue 1, p44-54. 11p. 4 Charts. ISSN 1931-907X.

Ostatní zdroje

- Analýza volných pracovních míst evidovaných Úřadem práce ČR v kontextu se strukturou absolventů a zaměstnaných*. Národní ústav pro vzdělávání [online]. 2014 [cit. 2016-04-08]. Dostupné z: http://www.nuv.cz/uploads/Vzdelavani_a_TP/Volna_mista_UP_2014_pro_www.pdf
- Analýza vývoje zaměstnanosti a nezaměstnanosti v roce 2010*. Ministerstvo práce a sociálních věcí [online]. 2011 [cit. 2016-01-23]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/files/clanky/10811/analyza.pdf>
- BRDKOVÁ, L.: *Trh práce nevidaně ožívá, volných míst je mnoho, tvrdí personalistka*. IDNES.cz: Finance [online]. 2015 [cit. 2016-01-23]. Dostupné z: http://finance.idnes.cz/rozhovor-s-reditelkou-manpower-jaroslavou-rezlerovou-pi4-/podnikani.aspx?c=A150617_2170895_podnikani_kho

- Časové řady základních ukazatelů statistiky práce.* Český statistický úřad [online]. 2016 [cit. 2016-04-13]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/casove-ryady-zakladnich-ukazatelu-statistiky-prace-unor-2016>
- O nás.* Českomoravská konfederace odborových svazů. [online]. 2014 [cit. 2015-11-21]. Dostupné z: <http://www.cmkos.cz/o-nas/zakladni-dokumenty/3813-3/program-cmkos-2014-2018>
- Holanová, T.: *Kolik v ČR pracuje cizinců? Vlastně nevíme, přiznávají úřady.* Aktuálně.cz [online]. 2015 [cit. 2016-04-10]. Dostupné z: <http://zpravy.aktualne.cz/ekonomika/kolik-v-cr-pracuje-cizincu-vlastne-nevime-priznavaji-urady/r~97cca5e0f25f11e4994f002590604f2e/>
- Hrubý domácí produkt - Časové řady ukazatelů čtvrtletních účtů.* Český statistický úřad [online]. 2015 [cit. 2016-05-16]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hdp_cr
- Index spotřebitelských cen CPI.* Česká národní banka [online]. 2016 [cit. 2016-05-16]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.VYSTUP?p_period=3&p_sort=2&p_des=50&p_sestuid=6546&p_uka=1%2C2%2C3%2C4&p_strid=ACL&p_od=200001&p_do=201604&p_lang=CS&p_format=0&p_decsep=%2C
- Inflace, míra inflace - Metodika.* Český statistický úřad [online]. 2015 [cit. 2016-04-08]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/kdyz_se_rekne_inflace_resp_mira_inflace
- Jaký je rozdíl mezi pevným a plovoucím měnovým kurzem?* Česká národní banka [online]. 2016 [cit. 2016-04-08]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/faq/jaky_je_rozdil_mezi_pevnym_a_plovoucim_menovym_kurzem.html
- Jakým způsobem se počítají průměrné devizové kurzy?* Česká národní banka [online]. 2003-2016 [cit. 2016-01-23]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/faq/jakym_zpusobem_se_pocitaji.html
- Kurzy devizového trhu - čtvrtletní průměry.* Česká národní banka [online]. 2016 [cit. 2016-03-11]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_trhy/devizovy_trh/kurzy_devizoveho_trhu/prumerne_mena.jsp?mena=EUR
- Měnověpolitické nástroje.* Česká národní banka [online]. 2016 [cit. 2016-04-08]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/mp_nastroje/

- Měnový kurz jako nástroj měnové politiky – nejčastější otázky a odpovědi.* Česká národní banka [online]. 2016 [cit. 2016-04-08]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/faq/menovy_kurz_jako_nastroj_menove_politiky.html
- Příručka pro personální a platovou agendu.* Ministerstvo práce a sociálních věcí. [online]. 2015 [cit. 2015-11-21]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/ppropo.php?ID=IPB069>
- Nezaměstnanost a volná pracovní místa.* Český statistický úřad [online]. 2016 [cit. 2016-03-11]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20568959/311109a3.pdf/3eec73df-bf92-4689-a83f-0d397a01cc89?version=1.0>
- Průměrná mzda a evidenční počet zaměstnanců: Metodika.* Český statistický úřad [online]. 2015 [cit. 2016-01-23]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/1-pmz_m
- Přehled přijatých změn v zákoníku práce - zákon 262/2006 Sb., ve znění pozdějších předpisů.* JUDr. Marilla Kokešová [online]. 2011 [cit. 2016-04-08]. Dostupné z: <http://www.kokesova-advokat.cz/news/prehled-prijatych-zmen-v-zakoniku-prace-zakon-262-2006-sb-ve-zneni-pozdejsich-predpisu-zejmena-dle-tzv-koncepcni-novely-zakoniku-prace-zakona-c-365-2011-sb-v-zakone-o-zamestnanosti-a-dalsich-souvisejicich-zakonech/>
- Situace na trhu práce.* Integrovaný portál MPSV [online]. 2016 [cit. 2016-04-13]. Dostupné z: https://portal.mpsv.cz/sz/politikazamest/trh_prace
- Strategie politiky zaměstnanosti do roku 2020.* Integrovaný portál MPSV [online]. 2014 [cit. 2016-04-10]. Dostupné z: https://portal.mpsv.cz/sz/politikazamest/strateg_zam_2020
- Trh práce v ČR - 1993 až 2010.* Český statistický úřad [online]. 2015 [cit. 2016-04-13]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/trh-prace-v-cr-1993-az-2010-p86igm54ok>
- Základní úrokové sazby.* Česká národní banka [online]. 2016 [cit. 2016-05-16]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.VYSTUP?p_period=3&p_sort=2&p_des=50&p_sestuid=377&p_uka=1%2C2%2C3&p_strid=AAAF&p_od=200001&p_do=201512&p_lang=CS&p_format=0&p_decsep=%2C
- Zákon č. 435/2004 Sb., o zaměstnanosti, ve znění pozdějších předpisů.* In: ASPI [právní informační systém]. 2016 [cit. 2016-01-23]. Dostupné z:

https://portal.mpsv.cz/sz/obecne/prav_predpisy/akt_zneni/ZOZ_PLATNE_ZNENI_OD_1.1.2016.PDF

Zaměstnanost a nezaměstnanost podle výsledků VŠPS - čtvrtletní údaje - 4. čtvrtletí 2015. Český statistický úřad [online]. 2016 [cit. 2016-04-10]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/zamestnanost-a-nezamestnanost-podle-vysledku-vsps-ctvrtletni-udaje-4-ctvrtleti-2015>

Zaměstnanost a nezaměstnanost podle výsledků VŠPS: Metodika. Český statistický úřad [online]. 2015 [cit. 2016-01-23]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zam_vsps

Přílohy

A Použitá data – závisle proměnné

	mira_nezamestnanosti	pocet_nezamest	prumerna_mzda
1Q2000	9,5	494,4	11 941
2Q2000	8,7	449,9	13 227
3Q2000	8,5	443,3	12 963
4Q2000	8,3	430,4	14 471
1Q2001	8,5	436,7	13 052
2Q2001	8,0	408,4	14 391
3Q2001	8,2	424,7	14 117
4Q2001	7,8	403,3	15 908
1Q2002	7,7	391,9	14 083
2Q2002	7,0	357,8	15 599
3Q2002	7,2	371,9	15 268
4Q2002	7,3	374,9	17 133
1Q2003	7,6	388,3	14 986
2Q2003	7,5	384,7	16 529
3Q2003	8,0	409,1	16 088
4Q2003	8,1	414,5	18 096
1Q2004	8,7	443,8	16 231
2Q2004	8,2	419,1	17 223
3Q2004	8,2	420,4	17 190
4Q2004	8,2	420,2	19 183
1Q2005	8,4	429,1	17 067
2Q2005	7,8	402,1	18 112
3Q2005	7,8	404,6	18 203
4Q2005	7,8	404,8	19 963
1Q2006	8,0	414,1	18 270
2Q2006	7,1	366,8	19 300
3Q2006	7,0	365,0	19 305
4Q2006	6,5	339,3	21 269
1Q2007	6,0	311,2	19 867
2Q2007	5,3	274,6	20 740
3Q2007	5,0	266,7	20 721

4Q2007	4,8	525,8	22 641
1Q2008	4,7	244,5	21 632
2Q2008	4,2	220,1	22 246
3Q2008	4,3	223,9	22 181
4Q2008	4,4	230,7	24 309
1Q2009	5,8	302,8	22 108
2Q2009	6,3	333,9	22 796
3Q2009	7,3	387,0	23 091
4Q2009	7,2	385,0	25 418
1Q2010	8,0	422,7	22 738
2Q2010	7,1	374,7	23 504
3Q2010	7,1	374,2	23 600
4Q2010	6,9	363,0	25 591
1Q2011	7,2	372,9	23 372
2Q2011	6,7	351,4	24 116
3Q2011	6,5	342,7	24 107
4Q2011	6,4	335,3	26 211
1Q2012	7,1	369,2	24 131
2Q2012	6,7	350,9	24 627
3Q2012	7,0	367,9	24 439
4Q2012	7,2	379,5	27 055
1Q2013	7,4	392,8	23 985
2Q2013	6,7	358,0	24 877
3Q2013	6,9	369,6	24 735
4Q2013	6,7	355,4	26 525
1Q2014	6,8	357,8	24 754
2Q2014	6,0	318,6	25 411
3Q2014	5,9	312,7	25 127
4Q2014	5,7	305,3	27 107
1Q2015	6,1	317,1	25 306
2Q2015	5,0	261,8	26 287
3Q2015	4,9	257,2	26 072
4Q2015	4,5	236,9	28 152

	mira_ekonom_aktivity	pocet_volnych_mist	pocet_uchazecu_na1VPM
1Q2000	60,7	38,4	12,9
2Q2000	60,3	48,0	9,4
3Q2000	60,4	53,1	8,6
4Q2000	60,3	52,1	8,8
1Q2001	60,2	55,7	8,1
2Q2001	59,9	59,8	7,0
3Q2001	60,0	62,9	7,0
4Q2001	59,9	52,1	8,9
1Q2002	59,5	49,2	9,6
2Q2002	59,6	49,1	9,3
3Q2002	59,9	48,3	10,2
4Q2002	60,0	40,7	12,7
1Q2003	59,5	41,3	12,8
2Q2003	59,4	43,0	11,7
3Q2003	59,4	45,2	11,7
4Q2003	59,4	40,2	13,5
1Q2004	59,1	42,4	13,2
2Q2004	59,1	45,4	11,4
3Q2004	59,2	47,1	11,3
4Q2004	59,3	51,2	10,6
1Q2005	59,1	55,9	9,7
2Q2005	59,2	57,0	8,6
3Q2005	59,6	55,8	9,0
4Q2005	59,6	52,2	9,8
1Q2006	59,4	70,5	7,3
2Q2006	59,2	58,9	5,2
3Q2006	59,3	97,5	4,7
4Q2006	59,1	93,4	4,8
1Q2007	58,7	107,7	4,0
2Q2007	58,7	123,3	3,0
3Q2007	58,8	137,4	2,7
4Q2007	58,8	141,4	2,5
1Q2008	58,4	151,3	2,2
2Q2008	58,5	151,9	2,0

3Q2008	58,5	139,6	2,3
4Q2008	58,6	91,2	3,9
1Q2009	58,4	55,4	8,1
2Q2009	58,6	43,4	10,7
3Q2009	58,9	38,8	12,9
4Q2009	58,8	30,9	17,4
1Q2010	58,3	33,1	17,3
2Q2010	58,3	32,9	15,2
3Q2010	58,6	35,1	14,3
4Q2010	58,6	30,8	18,2
1Q2011	58,1	33,9	16,1
2Q2011	58,3	38,4	12,5
3Q2011	58,4	39,8	11,9
4Q2011	58,2	35,8	14,2
1Q2012	58,1	39,9	13,2
2Q2012	58,4	42,8	11,1
3Q2012	59,0	40,8	12,1
4Q2012	59,1	34,9	15,6
1Q2013	58,9	38,9	15,1
2Q2013	59,3	44,0	12,3
3Q2013	59,5	41,4	13,4
4Q2013	59,4	35,2	17,0
1Q2014	59,1	40,8	14,9
2Q2014	59,1	49,5	10,9
3Q2014	59,4	56,6	9,4
4Q2014	59,6	58,7	9,2
1Q2015	59,4	76,1	6,9
2Q2015	59,3	97,0	4,7
3Q2015	59,5	108,6	2,3
4Q2015	59,5	102,6	2,3

Seznam použitých veličin:

- mira_nezamestnanosti – Obecná míra nezaměstnanosti [%]
- pocet_nezamest – Počet nezaměstnaných osob [tis.]
- prumerana_mzda – Průměrná hrubá měsíční mzda [Kč]
- mira_ekonom_aktivity – Míra ekonomické aktivity [%]

- pocet_volnych_mist – Počet volných pracovních míst [tis.]
- pocet_uchazecu_na1VPM – Počet uchazečů na jedno volné pracovní místo

B Použitá data – korelační analýza

	mira_nezamest	HDP	inflace	urok_sazby	kurz
1Q2000	9,5	571 478	2,3	5,0	35,771
2Q2000	8,7	590 890	2,6	5,0	36,289
3Q2000	8,5	602 669	3,3	5,0	35,459
4Q2000	8,3	609 988	3,9	5,0	34,911
1Q2001	8,5	619 911	4,0	4,0	34,798
2Q2001	8,0	636 152	4,3	4,0	34,298
3Q2001	8,2	649 020	4,7	4,25	34,024
4Q2001	7,8	659 817	4,7	3,75	33,202
1Q2002	7,7	656 649	4,6	3,25	31,756
2Q2002	7,0	667 777	3,9	2,75	30,405
3Q2002	7,2	671 214	2,7	2,0	30,247
4Q2002	7,3	687 930	1,8	1,75	30,853
1Q2003	7,6	686 052	0,8	1,5	31,628
2Q2003	7,5	698 819	0,2	1,25	31,477
3Q2003	8,0	703 280	0,0	1,0	32,167
4Q2003	8,1	712 908	0,1	1,0	32,089
1Q2004	8,7	742 548	0,8	1,0	32,859
2Q2004	8,2	745 969	1,4	1,25	32,027
3Q2004	8,2	766 873	2,2	1,5	31,587
4Q2004	8,2	797 680	2,8	1,5	31,126
1Q2005	8,4	801 803	2,6	1,25	30,014
2Q2005	7,8	804 621	2,4	0,75	30,126
3Q2005	7,8	812 979	2	0,75	29,677
4Q2005	7,8	836 029	1,9	1,0	29,298
1Q2006	8,0	849 858	2,2	1,0	28,600
2Q2006	7,1	866 639	2,5	1,0	28,384
3Q2006	7,0	888 474	2,8	1,5	28,330
4Q2006	6,5	905 619	2,5	1,5	28,045
1Q2007	6,0	942 475	2,2	1,5	28,037
2Q2007	5,3	944 958	2,1	1,75	28,266
3Q2007	5,0	967 722	2,0	2,25	27,923

4Q2007	4,8	979 860	2,8	2,5	26,829
1Q2008	4,7	992 201	4,3	2,75	25,562
2Q2008	4,2	1 006 545	5,4	2,75	24,826
3Q2008	4,3	1 017 149	6,4	2,5	24,092
4Q2008	4,4	996 253	6,3	1,25	25,342
1Q2009	5,8	994 345	5,0	0,75	27,599
2Q2009	6,3	975 568	3,7	0,5	26,677
3Q2009	7,3	971 660	2,1	0,25	25,598
4Q2009	7,2	983 076	1,0	0,25	25,915
1Q2010	8,0	978 591	0,7	0,25	25,868
2Q2010	7,1	989 260	0,6	0,25	25,589
3Q2010	7,1	992 352	1,1	0,25	24,913
4Q2010	6,9	990 404	1,5	0,25	24,786
1Q2011	7,2	996 088	1,7	0,25	24,375
2Q2011	6,7	1 001 320	1,9	0,25	24,321
3Q2011	6,5	1 005 537	1,8	0,25	24,388
4Q2011	6,4	1 016 843	1,9	0,25	25,279
1Q2012	7,1	1 015 246	2,4	0,25	25,083
2Q2012	6,7	1 011 465	2,8	0,25	25,261
3Q2012	7,0	1 006 608	3,2	0,25	25,065
4Q2012	7,2	1 008 603	3,3	0,05	25,167
1Q2013	7,4	1 007 387	2,8	0,05	25,568
2Q2013	6,7	1 010 719	2,3	0,05	25,831
3Q2013	6,9	1 016 394	1,8	0,05	25,852
4Q2013	6,7	1 042 759	1,4	0,05	26,657
1Q2014	6,8	1 052 103	1,0	0,05	27,441
2Q2014	6,0	1 061 206	0,7	0,05	27,447
3Q2014	5,9	1 069 844	0,5	0,05	27,618
4Q2014	5,7	1 077 986	0,4	0,05	27,624
1Q2015	6,1	1 108 029	0,3	0,05	27,624
2Q2015	5,0	1 116 277	0,5	0,05	27,380
3Q2015	4,9	1 125 021	0,4	0,05	27,072
4Q2015	4,5	1 127 644	0,3	0,05	27,057

Seznam použitých veličin:

- mira_nezamest – Obecná míra nezaměstnanosti [%]
- HDP – Hrubý domácí product [mil. Kč]
- inflace – Míra inflace [%]
- urok_sazby – Diskontní úrokové sazby ČNB [%]
- kurz – Průměrný směnný kurz CZK/EUR [Kč]