

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

**Ekonometrická analýza vlivu minimální mzdy na
nezaměstnanost v České republice**

Karolína Baslová

© 2018 ČZU v Praze

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Karolína Baslová

Provoz a ekonomika

Název práce

Ekonometrická analýza vlivu minimální mzdy na nezaměstnanost v České republice

Název anglicky

Econometrics analysis of influence of minimum wage on unemployment in the Czech Republic

Cíle práce

Cílem diplomové práce je určit pomocí ekonometrického modelu vliv minimální mzdy na vybrané makroekonomické ukazatele v ČR.

Metodika

V teoretické části práce je využito kompilace dokumentů ke komplexnímu popisu minimální mzdy v ČR včetně srovnání s ostatními zeměmi EU. V empirické části je zpracována analýza vývoje minimální mzdy a za pomoci ekonometrického modelu odhadnut vliv minimální mzdy na vybrané makroekonomické ukazatele.

Doporučený rozsah práce

60 – 70 stran

Klíčová slova

minimální mzda, zaručená mzda, Evropská Unie, Česká republika, ekonometrický model, Hrubý domácí produkt, Index spotřebitelských cen, nezaměstnanost

Doporučené zdroje informací

ARLTOVÁ, M. – ARLT, J. *Finanční časové řady*. Praha: Grada, 2003. ISBN 80-247-0330-0.

BAŠTÝŘ, Ivo. Vybrané aktuální problémy uplatňování minimální mzdy v ČR: dílčí analýzy. Praha: VÚPSV, 2005. ISBN 80-239-5293-5.

CIPRA, T. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.

HRABCOVÁ, D. – MASARYKOVA UNIVERZITA. PRÁVNICKÁ FAKULTA. *Sociální dialog : vyjednávání v teorii a praxi*. Brno: Doplněk, 2008. ISBN 978-80-210-4773-0.

HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza*. Praha: Ekopress, 1999. ISBN 80-86119-19-.

SCHULTEN, Thorsten. *Minimum Wage Regimes in Europe*. Berlin: 2014. ISBN 978-3-86498-806-6.

Předběžný termín obhajoby

2018/19 ZS – PEF (únor 2019)

Vedoucí práce

Ing. Pavlína Hálová, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Konzultant

Ing. Kateřina Vendlová

Elektronicky schváleno dne 23. 11. 2017

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 23. 11. 2017

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 22. 11. 2018

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Ekonometrická analýza vlivu minimální mzdy na nezaměstnanost v České republice" jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne _____

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala Ing. Pavlína Hálová, Ph.D., za její odbornou pomoc a za užitečné rady a informace při zpracování práce.

Ekonometrická analýza vlivu minimální mzdy na nezaměstnanost v České republice

Abstrakt

Diplomová práce se zabývá vlivem minimální mzdy na nezaměstnanost. Práce je strukturovaná do dvou hlavních částí. První část práce obsahuje teoretické poznatky minimální mzdy v České republice a vybraných státech Evropské Unie. Praktická část obsahuje hlavní cíl práce a dva dílčí cíle. Hlavním cílem je zjistit pomocí ekonometrického modelu, zda minimální mzda ovlivňuje celkovou nezaměstnanost v České republice. Zkoumané období jsou roky 2002-2017. Do modelu byly mimo minimální mzdy zahrnuty i další proměnné, které ovlivňují počet nezaměstnaných osob. Prvním dílčím cílem je analýza vlivu minimální mzdy na nezaměstnanost podle věku, a to pro věkové skupiny 15-24 let a 55-64 let. Druhým dílčím cílem je analýza vlivu minimální mzdy na nezaměstnanost podle stupně vzdělání. Modely pro dílčí cíle jsou sestaveny na základě časových řad obsahující hodnoty pro roky 2005-2017.

Klíčová slova: minimální mzda, nezaměstnanost, ekonometrický model, zaručená mzda, Česká republika, Evropská unie

Econometrics analysis of influence of minimum wage on unemployment in the Czech Republic

Abstract

Diploma work is dealing with minimum wage for unemployment. The work is structured into two different main parts. The first part of the thesis contains theoretical knowledge of the minimum wage in Czech Republic and selected states of European Union. The practical part contains objective goal of work and two sub-objectives. The main objective is to find using the econometric model whether the minimum wage affects overall unemployment in the Czech Republic. We are examining the period of the 2002-2017. Other variables affecting the number of unemployed persons were included in the model outside of the minimum wage. The first objective is to analyze the impact of the minimum wage on unemployed by age of group between 15-24 and 55-64. The second goal is to analyze the impact of the minimum wage on unemployed by level of education. The models for sub-targets are compiled based on time series containing values for 2005-2017.

Keywords: minimum wage, unemployment, econometric model, guaranteed wage, Czech Republic, European Union

Obsah

1 Úvod.....	11
2 Cíl práce a metodika	12
2.1 Cíl práce	12
2.2 Metodika	12
3 Literární rešerše	19
3.1 Definice minimální mzdy	19
3.2 Funkce minimální mzdy.....	20
3.3 Alternativy minimální mzdy	21
3.4 Dopady minimální mzdy podle empirických studií	23
3.5 Zaručená mzda	24
3.6 Minimální mzda v České republice.....	25
3.7 Vývoj minimální mzdy v České republice.....	27
3.8 Minimální mzda v Evropské unii.....	28
3.8.1 Režimy minimální mzdy v Evropské unii	30
3.8.2 Úprava minimální mzdy v Evropské unii	32
3.8.3 Příjemci minimální mzdy.....	32
3.8.4 Minimální mzda ve vybraných členských státech Evropské unie	34
3.8.5 Směrnice Evropského parlamentu a Rady 96/71/ES	35
3.8.6 Minimální mzdy pro specifické skupiny zaměstnanců.....	36
4 Vlastní práce	40
4.1 Vliv minimální mzdy na celkovou nezaměstnanost.....	40
4.1.1 Popis proměnných.....	41
4.1.2 Odhad parametrů modelu celkové nezaměstnanosti.....	46
4.1.3 Výpočet pružností modelu celkové nezaměstnanosti	49
4.1.4 Vyhodnocení výzkumných otázek chování nezaměstnanosti.....	50
4.2 Vliv minimální mzdy na nezaměstnanost podle věku.....	50
4.2.1 Věková skupina 15-24 let	51
4.2.1.1 Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti ve věkové skupině 15-24 let ...	51
4.2.1.2 Výpočet pružností modelu nezaměstnanosti ve věkové skupině 15-24 let..	54
4.2.2 Věková skupina 55-64 let	55
4.2.2.1 Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti ve věkové skupině 55-64 let ...	56
4.2.2.2 Výpočet pružností modelu nezaměstnanosti ve věkové skupině 55-64 let..	59
4.2.3 Vyhodnocení výsledků modelu nezaměstnanosti podle věkových skupin....	59
4.3 Vliv minimální mzdy na nezaměstnanost podle vzdělání.....	62
4.3.1 Základní vzdělání.....	63

4.3.1.1	Odhad parametrů u osob se základním vzděláním.....	64
4.3.1.2	Výpočet pružností u osob se základním vzděláním	67
4.3.2	Střední odborné vzdělání s výučním listem	68
4.3.2.1	Odhad parametrů u osob se středním vzděláním s výučním listem	69
4.3.2.2	Výpočet pružností u osob se se středním vzděláním s výučním listem	72
4.3.3	Střední vzdělání s maturitou	73
4.3.3.1	Odhad parametrů u osob se středním vzděláním s maturitou	74
4.3.3.2	Výpočet pružností u osob se středním vzděláním s maturitou.....	77
4.3.4	Vysokoškolské vzdělání	78
4.3.4.1	Odhad parametrů u osob s vysokoškolským vzděláním	78
4.3.4.2	Výpočet pružností u osob s vysokoškolským vzděláním.....	81
4.3.5	Vyhodnocení výsledků modelu nezaměstnanost podle vzdělání.....	82
Závěr		85
Seznam použitých zdrojů		87
Přílohy.....		92

Seznam obrázků

Obrázek č. 1	Graf vývoje minimální mzdy v letech 1993-2018 v Kč.....	28
Obrázek č. 2	Režimy minimálních mezd a pokrytí kolektivního vyjednávání smlouvou v letech 2011-2013.....	31
Obrázek č. 3	Graf vývoje částek minimální mzdy.....	42
Obrázek č. 4	Graf vývoje počtu nezaměstnaných osob a počtu volných pracovních míst.....	43
Obrázek č. 5	Počet dlouhodobě nezaměstnaných.....	44
Obrázek č. 6	Vývoj HDP v letech 1990-2014.....	45
Obrázek č. 7	Průměrná roční míra inflace v letech 1994-2017.....	45
Obrázek č. 8	Podíl dlouhodobě nezaměstnaných na počtu nezaměstnaných ve věkové skupině 15-24 let a 55-64 let.....	62

Seznam tabulek

Tabulka č. 1	Minimální sazby zaručené mzdy.....	25
Tabulka č. 2	Minimální mzda v zemích EU.....	29
Tabulka č. 3	Režimy minimálních mezd států EU.....	30
Tabulka č. 4	Procentuální vyjádření lidí pobírajících minimální mzdu v zemích EU...	33
Tabulka č. 5	Minimální mzda pro věkové skupiny v Nizozemsku.....	38
Tabulka č. 6	Deklarace proměnných.....	41

Tabulka č. 7	Odhad parametrů modelu celkové nezaměstnanosti.....	46
Tabulka č. 8	Výpočet pružností.....	49
Tabulka č. 9	Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti ve věkové skupině 15-24 let..	51
Tabulka č. 10	Výpočet pružností ve věkové skupině 15-24 let.....	54
Tabulka č. 11	Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti ve věkové skupině 55-64 let..	56
Tabulka č. 12	Výpočet pružností ve věkové skupině 55-64 let.....	59
Tabulka č. 13	Porovnání výsledků statistické významnosti.....	60
Tabulka č. 14	Porovnání výsledků pružnosti.....	60
Tabulka č. 15	Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti u osob se základním vzděláním.....	64
Tabulka č. 16	Výpočet pružností u osob se základním vzděláním.....	67
Tabulka č. 17	Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti u osob se středním odborným vzděláním s výučním listem.....	69
Tabulka č. 18	Výpočet pružností u osob se středním odborným vzděláním s výučním listem.....	72
Tabulka č. 19	Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti u osob se středním vzděláním s maturitou.....	74
Tabulka č. 20	Výpočet pružností u osob se středním vzděláním s maturitou.....	77
Tabulka č. 21	Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti u osob s vysokoškolským vzděláním.....	78
Tabulka č. 22	Výpočet pružností u osob s vysokoškolským vzděláním.....	81
Tabulka č. 23	Porovnání výsledků statistické významnosti.....	83
Tabulka č. 24	Porovnání výsledků pružnosti.....	83

Seznam použitých zkratk

EU – Evropská Unie

BMNČ – Běžná metoda nejmenších čtverců

1 Úvod

Minimální mzda je nejnižší úroveň mzdy, kterou je zaměstnavatel povinen podle právního předpisu nebo na základě smlouvy poskytnout za vykonanou práci nebo jako plnění vyplývající z pracovního poměru.

O tomto tématu se v České republice v posledních letech velmi diskutuje. Oproti rokům 2007 až 2012, kdy se nezvyšovala vůbec, se od roku 2013 zvyšuje minimální mzda každoročně. V roce 2018 došlo k nejvyššímu zvýšení v historii o 1 200 Kč. Minimální mzda je tedy v současnosti stanovena na 12 200 Kč, což znamená, že nejnižší příjem přesáhne 40 % průměrné mzdy. Stále je ale minimální mzda v České republice jednou z nejnižších v Evropské Unii.

Hospodářská komora ČR uvedla, že skokové zvyšování minimální mzdy škodí zaměstnavatelům, a to tak, že jim znemožňuje přípravu podnikatelských plánů a zdražuje cenu práce. Dalším argumentem proti zavedení minimální mzdy je, že se některým podnikům nevyplatí zvyšující se náklady na pracovní sílu a začnou zaměstnance propouštět.

2 Cíl práce a metodika

2.1 Cíl práce

Cílem práce je zhodnotit pomocí ekonometrického modelu, jak ovlivňuje minimální mzda počet nezaměstnaných osob v České republice. Ekonometrická analýza bude zahrnovat data let 2002-2017. Dílčí cíle jsou dva. Prvním je provést ekonometrickou analýzu vlivu minimální mzdy na nezaměstnanost ve věkových skupinách 15-24 let a 55-64 let. Druhým dílčím cílem je potom ekonometrické modelování vlivu minimální mzdy na nezaměstnanost osob podle vzdělání. Předmětem analýzy jsou osoby se základním vzděláním, středním odborným vzděláním s výučním listem, středním vzděláním s maturitou a vysokoškolsky vzdělané osoby. Oba dílčí cíle zahrnují data z let 2005-2017.

2.2 Metodika

Práce je rozdělena do dvou částí, teoretické a praktické. Teoretická část obsahuje soustavu poznatků o minimální mzdě dostupných z odborné literatury a internetových zdrojů. Dále se teoretická část zabývá vývojem minimální mzdy v České republice, alternativami minimální mzdy a také popisem minimální mzdy v některých členských státech Evropské unie.

Ekonometrický model je sestaven z podkladových dat. Data jsou ve formě ročních časových řad pro roky 2002 až 2017. Dále je sestaven ekonomický model podle ekonomické teorie a následně i model ekonometrický. Model bude odhadnut pomocí běžné metody nejmenších čtverců. Následně je provedena ekonomická, statistická a ekonometrická verifikace modelu. Výpočty budou prováděny v softwaru Gretl. Zdrojem dat je především Český statistický úřad a Ministerstvo práce a sociálních věcí.

V této práci je za endogenní proměnnou, tedy za vysvětlovanou proměnnou, zvolen počet nezaměstnaných. Za exogenní neboli vysvětlující proměnné jsou zvoleny minimální mzda, volná pracovní místa, aktivní politika zaměstnanosti zpožděná o jeden rok, počet nezaměstnaných zpožděných o jeden rok a dummy proměnná, která označuje krizi v roce 2009.

Konstrukce ekonometrického modelu

Krkošková a kolektiv (2010) uvádí následující kroky konstrukce ekonometrického modelu a jejich popis:

1. Výchozí ekonomická teorie nebo hypotéza
2. Matematický model teorie
3. Ekonometrická specifikace modelu
4. Sběr dat
5. Odhad parametrů ekonometrického modelu
6. Testování hypotéz
7. Předpovědi neboli predikce
8. Užití modelu nebo jeho zamítnutí

1. Výchozí ekonomická teorie nebo hypotéza

„Ekonometr si nejdříve musí zvolit nějaký ekonomický model neboli základní hypotézu, kterou se bude dále zabývat“ (Krkošková a kolektiv, 2010). Na základě ekonomických teorií můžeme mít více základních hypotéz a nemusí tak být jasné, která hypotéza je ta správná.

2. Matematický model teorie

„Ekonomické teorii ve slovním podání je třeba dát matematickou podobu“ (Krkošková a kolektiv, 2010).

3. Ekonometrická specifikace modelu

K matematickému modelu přidáme do rovnice náhodnou složku, která se značí u . Tím vznikne model ekonometrický. Vektor u je stochastická (náhodná) složka, do které jsou zahrnuty vlivy nezahrnuté do modelu, chyby, odchylky.

4. Sběr dat

Rozlišujeme několik typů dat, jsou to:

- časové řady, které zachycují vývoj jedné proměnné v po sobě jdoucích časových obdobích;
- průřezová data, což jsou data, která se vztahují k jednomu období, ale k více subjektům;
- panelová data, která jsou kombinací průřezových a časových řad.

Multikolinearita

Nedostatkem dat může být výskyt multikolinearity. Gauss-Markův předpoklad požaduje, aby všechny sloupce v matici pozorování byly lineárně závislé. „Pokud mezi sloupci matice X existuje lineární vztah, hovoříme o perfektní multikolinearitě“ (Krkošková a kolektiv, 2010). To znamená, že nemůžeme odhadnout regresní koeficienty. Pokud je mezi sloupci matice vysvětlujících proměnných lineární vztah, jedná se o multikolinearitu.

5. Odhad parametrů ekonometrického modelu

V této práci bude k odhadu parametrů použita běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ). Podle Huška (2007) se jedná o nejznámější postup při odhadování parametrů jednorovnicového lineárního regresního modelu.

Běžná metoda nejmenších čtverců

Předností této metody je podle Huška (2007) skutečnost, že poskytuje odhady s optimálními vlastnostmi i pro malé výběry pozorování.

Čechura a kolektiv (2008) uvádí následující vzorec pro odhad parametrů modelu běžnou metodou nejmenších čtverců:

$$\gamma = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y}$$

kde: γje vektor odhadovaných parametrů,

Xje matice, která obsahuje napozorované hodnoty „ k “ vysvětlujících proměnných,

yje vektor obsahující napozorované hodnoty vysvětlované proměnné.

Vlastnosti odhadované funkce BMNČ

Podle Krkoškové a kolektivu (2010) jsou základními vlastnostmi odhadů BMNČ nestrannost a vydatnost. Nestrannost nám říká, že odhady BMNČ jsou nevychýlené. Vydatnost znamená, že BMNČ vykazuje nejnižší rozptyl odhadů parametrů ze všech nestranných odhadových technik. Další vlastností je konzistence. Konzistentní funkce konverguje spolu s vychýlením i rozptyl.

Předpoklady aplikace BMNČ

Aby byla zaručena platnost vlastností odhadů klasického lineárního modelu podle BMNČ musí být splněny určité předpoklady. Jedná se o Gauss-Markovovy předpoklady,

kteře jsou pojmenované podle německého matematika Carla Friedricha Gausse a ruského matematika Andreje Markova.

Jedná se o čtyři předpoklady. Prvním z nich je podle Krkoškové a kolektivu (2010) předpoklad, že náhodné složky musí mít identické rozdělení s nulovou střední hodnotou. Druhým předpokladem je, že všechny náhodné složky musí mít konstantní a konečný rozptyl a musí být sériově nezávislé. Třetím předpokladem je, že vysvětlující proměnné jsou generovány nezávisle na náhodných složkách modelu a při opakovaných výběrech jsou fixní. A posledním předpokladem je, že sloupce v matici pozorování X mají být lineárně nezávislé.

6. Testování hypotéz

Podle Lajnarové a kolektivu (2009) zahrnuje testování hypotéz statistickou, ekonometrickou a ekonomickou verifikaci modelu. Mezi statistickou verifikaci patří testování významnosti odhadnutých parametrů, testování významnosti modelu jako celku a kritéria shody odhadnutého modelu s daty. U ekonomické verifikace se posuzuje směr a intenzita působení vysvětlujících proměnných. Ekonometrická verifikace zahrnuje testování, zda model neobsahuje autokorelace, heteroskedasticitu a zda mají rezidua normální rozdělení.

Ekonometrická verifikace

Autokorelace

Předpoklad pro odhad klasického lineárního regresního modelu metodou nejmenších čtverců vyjadřuje požadavek na sériovou nezávislost náhodných složek.

„Tento předpoklad je definován vztahem

$$E(\mathbf{u}\mathbf{u}^T) = \sigma^2 \mathbf{I}_n,$$

kde \mathbf{u} je sloupcový vektor obsahující n hodnot nepozorovatelné náhodné složky modelu a \mathbf{u}^T je řádkový vektor těchto hodnot“ (Krkošková a kolektiv, 2010).

„Dle tohoto předpokladu mají být nediagonální prvky kovarianční matice náhodných složek nulové, a to znamená, že náhodné složky jsou po dvojicích nezávislé“ (Krkošková a kolektiv, 2010). Pokud je předpoklad porušen, jedná se o autokorelaci. Podle Huška (2007) je

autokorelace chápána jako závislost mezi posloupností hodnot jedné proměnné, uspořádaných v čase i v prostoru.

Testování autokorelace je možné provádět prostřednictvím Breusch-Godfreyova testu.

Hypotézy jsou sestaveny následovně:

H0: v modelu není přítomna autokorelace

H1: v modelu je přítomna autokorelace

Následně se porovná vypočítaná p-hodnota s hladinou významnosti α . Pokud je p-hodnota menší zamítáme H0, a platí tedy H1, v modelu je přítomna autokorelace. Pokud je p-hodnota větší než hladina významnosti α , nezamítáme H0.

Heteroskedasticita

Dle Gauss-Markových předpokladů by měl být rozptyl náhodné složky konstantní a konečný, což znamená, že je model homoskedastický.

$$E(\mathbf{u}\mathbf{u}^T) = \sigma^2 \mathbf{I}_n,$$

kde \mathbf{I}_n je jednotková matice, která má n sloupců a n řádků.

K testování heteroskedasticity je možné použít Whiteův test. Tento test podle Krkoškové a kolektivu (2010) nevyžaduje specifikaci přesné formy závislosti.

Stanovení nulové hypotézy H0 a alternativní hypotézy H1 je následující:

H0: v modelu není přítomna heteroskedasticita

H1: v modelu je přítomna heteroskedasticita

Následně je porovnána vypočtená p-hodnota s hladinou významnosti α . Pokud je p-hodnota menší, zamítáme H0, platí H1 v modelu je přítomna heteroskedasticita. Pokud je p-hodnota větší, než hladina významnosti α , nezamítáme H0.

Normalita reziduí

„Normální rozdělení má dva parametry μ a σ^2 kde μ je střední hodnota, charakterizující polohu tohoto rozdělení, a σ^2 je jeho rozptyl, charakterizující rozptýlení hodnot okolo střední hodnoty“ (Hindls a kolektiv, 2007).

7. Předpovědi neboli predikce

„Ekonometrická prognóza neboli předpověď je kvantitativním odhadem pravděpodobnosti budoucí hodnoty konkrétní ekonomické veličiny pomocí minulé i současné apriorní i výběrové informace, reprezentované ekonomickou teorií, statistickými daty a odhadnutým ekonometrickým modelem“ (Hušek 2007).

Časové řady

Podle Budíkové a kolektivu (2010) představuje časová řada věcně a prostorově srovnatelné hodnoty pozorování (měření) jisté veličiny, které jsou jednoznačně uspořádány ve směru rostoucího času.

Časovou řadu s počtem pozorování n můžeme zapsat jako posloupnost y_1, y_2, \dots, y_n v čase t_1, t_2, \dots, t_n , neboli y_i v čase t_i , kde $t_i = t_1 + (i - 1) \Delta t_i, i = 1, \dots, n$. Hodnota Δt_i představuje délku časového kroku, s nímž bylo prováděno pozorování.

Časové řady se dají členit podle charakteru ukazatele na okamžikové, kdy se sleduje hodnota ukazatele v daném čase t , nebo intervalové, kdy velikost ukazatele y závisí na intervalu, za který je sledován.

Podle periodicity, s jakou jsou údaje v řadách sledovány, můžeme podle Hindlse a kolektivu (2007) časové řady rozlišovat na krátkodobé, v nichž jsou údaje zaznamenávány ve čtvrtletních, měsíčních týdenních aj. periodicitách, a na časové řady roční (dlouhodobé).

Podle druhu sledovaných ukazatelů můžeme časové řady rozlišit na časové řady primárních ukazatelů a sekundárních charakteristik.

Podle způsobu vyjádření údajů se časové řady člení na časové řady naturálních ukazatelů a peněžních ukazatelů.

Časovou řadu lze podle Cipry (1986) rozložit na:

- Trend
- Sezónní složku
- Cyklickou složku
- Reziduální (zbytkovou, náhodnou, iregulární) složku

Trend podle Cipry (1986) odráží dlouhodobé změny v průměrném chování časové řady. Podle Hindlse a kolektivu (2007) může být trend rostoucí, klesající nebo konstantní.

„Sezónní složka popisuje periodické změny v časové řadě, které se odehrávají během jednoho kalendářního roku a každý rok se opakují“ (Cipra, 1986).

„Cyklickou složkou rozumíme kolísání okolo trendu v důsledku dlouhodobého cyklického vývoje s délkou vlny delší než jeden rok“ (Hindls, 2007).

„Náhodná složka je taková veličina, kterou nelze popsat žádnou funkcí času. Je to složka, která zbývá po vyloučení trendu, sezónní a cyklické složky“ (Hindls, 2007).

Lineární regresní model

K odhadu parametrů trendových funkcí se podle Hindlse a kolektivu (2007) nejvíce využívá metoda nejmenších čtverců, která se dá použít v případě, že zvolená trendová funkce je lineární v parametrech. Touto metodou lze získat přímo odhady parametrů lineární a parabolické trendové funkce.

Podle Huška (2007) mají být pro klasický lineární regresní model splněny tzv. Gaussovy-Markovovy požadavky:

1. $E(\mathbf{u}) = \mathbf{0}$
2. $E(\mathbf{u}\mathbf{u}') = \sigma^2 \mathbf{I}_n$
3. \mathbf{X} je nestochastická matice, takže $E(\mathbf{X}'\mathbf{u}) = \mathbf{0}$
4. \mathbf{X} má plnou hodnost k

„První požadavek znamená, že náhodné složky mají ve všech výběrech identické rozdělení s nulovou střední hodnotou. Druhý požadavek je vyjádřením homoskedasticity a sériové nezávislosti (sférické náhodné složky)“ (Hušek, 2007). Z třetího požadavku plyne, že při opakovaných výběrech lze pozorování vysvětlujících proměnných pokládat za fixní, generovaná nezávisle na u_i , takže jediným zdrojem měnící se variability \mathbf{y} v různých výběrech je pouze měnlivost vektoru náhodných složek. Posledním požadavkem je, aby matice \mathbf{X} neobsahovala žádné perfektně lineárně závislé sloupce pozorování vysvětlujících proměnných“ (Hušek 2007).

Pokud jsou splněny všechny předpoklady, lze model odhadnout pomocí běžné metody nejmenších čtverců (BMNČ).

3 Literární rešerše

3.1 Definice minimální mzdy

Zákoník práce definuje minimální mzdu takto: „*Minimální mzda je nejnižší přípustná výše odměny za práci v základním pracovněprávním vztahu podle § 3. Mzda, plat nebo odměna z dohody nesmí být nižší než minimální mzda. Do mzdy a platu se pro tento účel nezahrnuje mzda ani plat za práci přesčas, příplatek za práci ve svátek, za noční práci, za práci ve ztíženém pracovním prostředí a za práci v sobotu a v neděli*“ (Zákon č. 262/2006 Sb., zákoník práce). Podle Zákoníku práce (2006) se toto týká jak zaměstnanců v pracovním poměru, tak i zaměstnanců, kteří pracují na základě dohody o provedení práce nebo dohody o pracovní činnosti. Měsíční sazba minimální mzdy vychází z týdenní 40-ti hodinové pracovní doby. V některých případech má zaměstnanec stanovenou pracovní dobu kratší a minimální mzda se nemění. To platí u nepřetržitého nebo třisměnného pracovního režimu a u zaměstnanců pracujících v podzemí, kteří mají týdenní pracovní dobu 37,5 hodin nebo u dvousměnného režimu, kde je týdenní pracovní doba 38,75 hodin. V těchto případech je nutné zvýšit hodinovou minimální mzdu, aby zaměstnanec nebyl znevýhodněn.

Podle Neumarka (2008) byla poprvé minimální mzda uplatněna na Novém Zélandu v roce 1894. Zákon platil pro všechny podniky a pro všechna průmyslová odvětví v celé zemi. Druhou zemí, která přijala minimální mzdu, byla v roce 1896 Austrálie. Ze začátku zde platila minimální mzda pouze pro šest průmyslových odvětví, u kterých byla velmi nízká mzda. Roku 1909 přijalo soubor zákonů o minimálních mzdách Spojené království. V Americe byla zavedena v roce 1938 jako součást zákona o spravedlivých pracovních normách. Od té doby byly zavedeny minimální mzdy v různých formách v řadě dalších průmyslových zemích a také v některých rozvojových zemích. Do 90. let existovaly minimální mzdy ve více než stovce zemí po celém světě.

Názory na minimální mzdu se liší. Často se diskutuje o tom, jak minimální mzda ovlivňuje nezaměstnanost. Odpůrci tvrdí, že snižuje flexibilitu trhu práce a zvýšení minimální mzdy vede ke zvýšení nezaměstnanosti. Zastánci minimální mzdy naopak tvrdí, že zvýšení platů nemá negativní vliv na nezaměstnanost.

Minimální mzda by měla zajistit, aby člověk, který pracuje byl schopen ze svého příjmu hradit své základní životní a skromné hmotné potřeby. Mezi minimální mzdou a sociálním příjmem by měl být co největší rozdíl, aby minimální mzda byla motivující prostředek k pracovní činnosti. Čím větší rozdíl bude mezi těmito veličinami, tím více budou lidé

motivování k pracovní činnosti. Pokud, ale rozdíl mezi minimální mzdou a sociálním příjmem (sociálními dávkami) bude nízký, může to vést k sociálnímu parazitismu.

Podle společnosti Trexima (2015) jsou se zvýšením minimální mzdy spojeny dva efekty – primárně dochází k jednorázovému navýšení mezd těch zaměstnanců, jejichž mzdy by byly pod úroveň nového zákonného minima. Druhotným efektem je potom mzdové vzlínání, tj. přizpůsobení celého mzdového rozdělení nové úrovni minimální mzdy. Proces přizpůsobování mzdového rozdělení je pozvolný, a proto je často označován i termínem vlnění mezd. *„Přizpůsobovací efekt v podobě vlnění mezd se však mezi jednotlivými zeměmi liší, přičemž podle Freemana (1996) hraje velkou roli nastavení parametrů konkrétního trhu práce, fungování stávajícího systému přerozdělování ve společnosti, úroveň minimální mzdy a mj. i vynutitelnost dodržování minimální mzdy. Kombinace všech těchto faktorů pak vede k tomu, že v některých zemích může minimální mzda působit pozitivně z hlediska snižování mzdové nerovnosti, v jiných zemích může přispívat k redukci podílu nízkopříjmových zaměstnanců (tj. přispívat k jejich přechodu do kategorie nezaměstnaných či mimo trh práce), a zvyšovat tak rozdíly mezi chudou a bohatou částí společnosti“* (Trexima, 2015).

Systémy minimálních mezd se mohou v různých zemích podobat, ale role, kterou hrají ve vnitrostátním systému může být odlišná. Jednotlivé minimální mzdové systémy mohou mít různé výjimky u odvětví nebo kategorií pracovníků, mohou být nastaveny hodinově, týdně nebo měsíčně, existují různé metody aktualizace nebo úpravy minimální mzdy. Mohou mít různé cíle, rozsah působení, sankce za nesplnění požadavků nebo se také mohou lišit v tom, kdo hraje roli při určování minimální mzdy (stát, sociální partneři atd.).

3.2 Funkce minimální mzdy

Historicky minimální mzda sloužila jako ochrana před tím, aby zaměstnavatelé stlačovali mzdu na co nejnižší úroveň.

V současné době má podle Pícla a Körnera (2016) dvě základní funkce:

- Sociálně-ochrannou funkci, která má chránit zaměstnance před chudobou, závislostí na sociálních dávkách nebo například před dluhovou pastí a kriminalitou.
- Ekonomicko-kriteriální funkci, která by měla motivovat občany k vyhledávání, přijetí a vykonávání práce. Zde by mělo platit, že pracovat se musí vyplatit a pracující osoby by měly být zvýhodněny oproti osobám, které pobírají sociální příjmy.

„Vůči zaměstnavatelům má minimální mzda rovněž ochrannou funkci. Její podstatou je zajištění elementárních rovných podmínek konkurence mezi podnikatelskými subjekty, popř. veřejnými institucemi v úrovni mezd jako podstatném faktoru trhu práce. Stanovení minimální mzdy brání mzdovému podbízení ze strany zaměstnanců (mzdovému dumpingu jak ze strany domácích, tak zahraničních pracovních sil) i nabízení „hladových“ mezd zaměstnavateli“ (Baštýř, 2007).

3.3 Alternativy minimální mzdy

Základní nepodmíněný příjem

Podle redakce internetové stránky Kurzy (2017) je základní nepodmíněný příjem systém sociálního zabezpečení, kdy každý občan dané země dostane každý měsíc určitý finanční obnos, který mu vyplatí stát. Nezáleží na tom, jestli člověk pracuje či nikoliv.

Finsko se stalo první zemí v Evropě, která v roce 2017 spustila experiment se základním nepodmíněným příjmem. Prvotní cíl experimentu je naměřen na podporu zaměstnanosti. Do projektu bylo vybráno 2000 lidí, kteří každý měsíc po dobu 2 let budou dostávat 560 euro bez ohledu na to, jestli mají práci nebo ne. Tento systém by měl dát příjemcům více času na hledání práce, více je motivovat k hledání práce a zjednodušit sociální systém.

Sleva na dani

Krausová (2017) říká, že každý zaměstnanec může své daně snižovat o slevy na dani. Některé slevy se využívají v měsíční mzdě a některé až po konci roku v daňovém přiznání.

Druhy slev podle Kučerové (2017):

- Sleva na poplatníka – která je ve výši 24 840 Kč.
- Sleva na studenta – je ve výši 4 020 Kč ročně. Poskytuje se poplatníkovi po dobu, po kterou se soustavně připravuje na budoucí povolání studiem nebo předepsaným výcvikem, a to až do dovršení věku 26 let.
- Sleva na manžela nebo manželku – je ve výši 24 840 Kč. Vztahuje se na manžela (manželku) žijící s poplatníkem ve společně hospodařící domácnosti, pokud nemá vlastní příjem přesahující za zdaňovací období 68 000 Kč.

- Základní sleva na invaliditu – ve výši 2 520 Kč ročně. Platí pro poplatníka pobírajícího invalidní důchod pro invaliditu prvního nebo druhého stupně.
- Rozšířená sleva na invaliditu – ve výši 5 040 Kč ročně. Pokud poplatník pobírá invalidní důchod pro invaliditu 3. stupně.
- Sleva na držitele průkazu ZTP/P – ve výši 16 140 Kč ročně.
- Sleva za umístění dítěte-školovné – je až do výše 11 000 Kč na jedno dítě. Jedná se o slevu výši výdajů prokazatelně vynaložených poplatníkem během jednoho roku, za umístění vyživovaného dítěte poplatníka v předškolním zařízení.
- Sleva na dítě – znamená, že poplatník má nárok na daňové zvýhodnění na vyživované dítě žijící s ním ve společně hospodařící domácnosti. Toto zvýhodnění je ve výši 13 404 Kč ročně na jedno dítě, 19 404 Kč na druhé dítě a 24 204 Kč na třetí a každé další dítě.
- Sleva na dítě se ZTP/P – pokud má některé dítě průkaz ZTP/P platí, že pro první dítě je zvýhodnění ve výši 26 808 Kč ročně, pro druhé dítě 38 808 Kč a pro třetí a další dítě je daňové zvýhodnění ve výši 48 408 Kč ročně.

Kolektivní vyjednávání

V zemích, kde není zákonem stanovená minimální mzda, se využívá kolektivní vyjednávání. *„Kolektivní vyjednávání lze definovat jako formu sociálního dialogu mezi tzv. sociálními partnery. Přitom sociálními partnery se rozumí zástupci zaměstnanců, zástupci zaměstnavatelů, popř. samotní zaměstnavatelé, a na národní úrovni také stát, resp. jeho zástupci“* (Palíšková, 2015).

V České republice je kolektivní vyjednávání upraveno zákonem č. 2/1991 Sb. *„Pojmově můžeme kolektivní smlouvy vymezit jako dvoustranné právní úkony uzavírané mezi odborovou organizací nebo více odborovými organizacemi na straně jedné a zaměstnavateli na straně druhé, jejichž obsahem je určení pracovních a mzdových podmínek, které nejsou upraveny obecně závaznými právními předpisy nebo jsou sice normami pracovního práva upraveny, ale jen v minimálním, popřípadě výjimečně i v maximálním rozsahu“* (Hrabcová, 2008). Problematiku kolektivních smluv upravuje primárně zákon č. 262/2006 Sb., zákoník práce.

„Souhrnně lze říci, že kombinace dvou faktorů v podobě úrovně minimální mzdy a role kolektivního vyjednávání hraje klíčovou roli z hlediska naplnění cílů minimální mzdy v jednotlivých zemích. V zemích, ve kterých dochází v dobré víře ke zvyšování úrovně minimální mzdy, ale zároveň nedisponují dostatečně silným komplementárním institutem

(např. v podobě kolektivního vyjednávání), jsou pozitivní efekty minimální mzdy velmi omezené. Pokud lze v těchto zemích pozitivní efekty působení minimální mzdy identifikovat, pak jsou tyto efekty omezeny pouze na nízkopříjmové zaměstnance (tj. zaměstnanci s vyššími mzdami ze mzdového vztlínání neprofitují)“ (Trexima, 2015).

3.4 Dopady minimální mzdy podle empirických studií

Katz a Krueger (1992) provedli výzkum v restauracích rychlého občerstvení v Texasu. Výzkum probíhal v letech 1990 a 1991, kdy došlo ke zvýšení federální minimální mzdy. Texas byl vybrán jako stát s relativně velkým počtem pracovníků pobírajících nízký plat. Při tomto výzkumu došly k výsledkům, že celková míra zaměstnanosti zůstala po zvýšení minimální mzdy poměrně stabilní, ale zaměstnanost na plný pracovní úvazek se zvýšila a počet částečných úvazků se snížil.

Card a Krueger (1994) analyzovali údaje ze 410 restaurací rychlého občerstvení v New Jersey, kde se minimální mzda zvýšila, a v Pensylvanii, kde se minimální mzda nevyšla. Výzkum prokázal, že zvýšení minimální mzdy zvýšilo zaměstnanost. Ve sledovaném období se v New Jersey oproti Pensylvanii zvýšil podíl pracovníků zaměstnaných na plný úvazek. Prokázalo se ale, že ceny jídel rychlého občerstvení v New Jersey vzrostly oproti Pensylvanii, což naznačuje, že velká část důsledků nárůstu minimálních mezd měla dopad na spotřebitele.

Neumark a Wascher (1995) zpochybňují výsledky Carda a Kriegera (1994). Provedli také výzkum restaurací rychlého občerstvení, ale využili přitom údaje z aktuálních výplatních pásek. Došli k výsledku, že zvýšení minimální mzdy vedlo ke statisticky významnému poklesu (4,6%) zaměstnanosti v New Jersey oproti Pensylvanii.

Fang a Gunderson (2009) udělali výzkum vlivu minimální mzdy na starší pracovníky od padesáti let v Kanadě. Údaje jsou zvolena od roku 1993 do roku 1999. Výsledky výzkumu ukazují, že zvýšení minimální mzdy nezpůsobilo nepříznivý dopad na starší pracovníky. Stejný výzkum byl proveden v Kanadě u mladých pracovníků a zde byl dopad opačný.

Pavelka, Skála a Čadil (2014) udělali statistickou analýzu dopadu zvýšení minimální mzdy na míru nezaměstnanosti v České republice. Kromě toho také zkoumali dopady zvýšení minimální mzdy na mladé lidi a osoby s nízkou úrovní vzdělání. Časová řada obsahuje čtvrtletní data od roku 1999 do roku 2011. Počet nezaměstnaných v této analýze je roven pracovní síle ve věku 15-64 let. Nezaměstnanost mladých lidí je zkoumána ve věkové

skupině 15-24 let. Nezaměstnanost mezi lidmi s nízkou úrovní vzdělání je zkoumána ve skupině osob s preprimárním vzděláním, primárním vzděláním a nižším sekundárním vzděláním (podle Mezinárodní klasifikace vzdělání ISCED 97).

Výsledky této analýzy udávají, že minimální mzda je statisticky nevýznamná, a tedy její zvýšení nemá vliv na růst míry nezaměstnanosti v ČR. Výsledky vlivu růstu minimální mzdy na růst míry nezaměstnanosti u mladých lidí ukazují, že zde také nedochází k vlivu minimální mzdy na nezaměstnanost. Výsledky analýzy u osob s nízkou úrovní vzdělání ukázaly, že dopad je nepatrný. Je zde ale vysoká závislost na zpožděných hodnotách nezaměstnanosti. To lze vysvětlit vyšší pravděpodobností, že tito lidé budou nezaměstnaní delší dobu.

Vliv minimální mzdy na nezaměstnanost v České republice zkoumala také Fialová (2007). Tato práce je zaměřená na vliv minimální mzdy na nezaměstnanost v regionech. Výsledky tohoto výzkumu potvrdily negativní vliv minimální mzdy na nezaměstnanost v regionech.

Úřad vlády České republiky-Odbor analýz a informací (2014) testoval vliv minimální mzdy na zaměstnanost u jednotlivých ekonomických činností národního hospodářství. Údaje byly získány z Českého statistického úřadu a Ministerstva práce a sociálních věcí. Zkoumané období je v rozsahu let 2000-2012. Výsledky výzkumu ukazují, že proměnná minimální mzda je statisticky nevýznamná, a nemá tedy vliv na celkovou zaměstnanost v ČR. Vliv minimální mzdy, ale modely prokázaly v několika odvětvích. Nejvýznamnější vliv má pak minimální mzda na celkový počet zaměstnaných osob v odvětví Ubytování, stravování a pohostinství. Konkrétní výsledek je, že zvýšení změny podílu minimální mzdy oproti předcházejícímu období o 1 %, vede ke snížení počtu zaměstnaných v daném odvětví o 0,8 %. Dále je významný negativní dopad v odvětví Těžba a dobývání, Informační a komunikační činnost a v odvětví Profesionální vědecké a technické činnosti a činností v oblasti nemovitostí.

3.5 Zaručená mzda

Podle Ministerstva práce a sociálních věcí (2018) byla zaručená mzda v České republice zavedena v roce 2007. Stanovuje nejnižší cenu práce s ohledem na složitost, odpovědnost a namáhavost vykonávané práce.

Zaručenou mzdu upravuje zákon 262/2006 Sb., zákoník práce. Prvního ledna 2017 nabylo účinnost nařízení vlády č. 336/2016 Sb., kterým se mění nařízení vlády č. 567/2006

Sb., o minimální mzdě, o nejnižších úrovních zaručené mzdy, o vymezení ztíženého pracovního prostředí a o výši příplatku ke mzdě za práci ve ztíženém pracovním prostředí, ve znění pozdějších předpisů. A dále nařízení vlády č. 337/2016 Sb., kterým se mění nařízení vlády č. 567/2006 Sb., o minimální mzdě, o nejnižších úrovních zaručené mzdy, o vymezení ztíženého pracovního prostředí a o výši příplatku ke mzdě za práci ve ztíženém pracovním prostředí, ve znění pozdějších předpisů, a nařízení vlády č. 589/2006 Sb., kterým se stanoví odchylná úprava pracovní doby a doby odpočinku zaměstnanců v dopravě, ve znění nařízení vlády č. 353/2008 Sb.

Výše nejnižších úrovní zaručené mzdy je rozdělena do 8 skupin viz tab. 1. „Zaručená mzda nesmí být nižší než minimální mzda. Na rozdíl od minimální mzdy se zaručená mzda nevztahuje na dohody o pracích konaných mimo pracovní poměr“ (MPSV, 2009).

Tabulka č. 1: Minimální sazby zaručené mzdy

Skupina prací	Nejnižší úroveň v Kč za hodinu	Zaručené mzdy v Kč za měsíc
1.	66,00	11 000
2.	72,90	12 200
3.	80,50	13 400
4.	88,80	14 800
5.	98,10	16 400
6.	108,30	18 100
7.	119,60	19 900
8.	132,00	22 000

Zdroj: Nařízení vlády č. 567/2006 Sb., platné od roku 2017, vlastní zpracování

3.6 Minimální mzda v České republice

Podle MPSV byla minimální mzda v České republice poprvé zavedena v roce 1991 a byla stanovena na 2000 Kč. Od té doby se změnila devatenáctkrát. Naposledy byla minimální mzda zvýšena v roce 2018 z 11 000 Kč na 12 200 Kč jedná se tedy o nejvyšší zvýšení. V současné době ji pobírá zhruba 3 % zaměstnanců tedy kolem 115 000 lidí. Minimální mzda 12 200 Kč platí pro stanovenou pracovní dobu 40 hodin týdně.

Základní právní úprava minimální mzdy je stanovena v § 111 zákoníku práce – zákon č. 262/2006 Sb., ve znění pozdějších předpisů. Výši základní sazby minimální mzdy a podmínky pro poskytování minimální mzdy stanovuje nařízení vlády č. 336/2016 Sb. ze dne 5. října 2016, kterým se mění nařízení vlády č. 567/2006 Sb. o minimální mzdě, o nejnižších úrovních zaručené mzdy, o vymezení ztíženého pracovního prostředí a o výši příplatku ke mzdě za práci ve ztíženém pracovním prostředí, ve znění pozdějších předpisů.

Podle MPSV (2005) má Česká republika ratifikovány dvě úmluvy Mezinárodní organizace práce, které souvisí s minimální mzdou. Jde o Úmluvu č. 26 o zavedení metod stanovení minimálních mezd, která byla ratifikována 12. června 1950 a Úmluvu č. 99 o metodách stanovení minimálních mezd v zemědělství, která byla ratifikována 21. ledna 1964.

Úmluva č. 26 o zavedení metod stanovení minimálních mezd říká například to, že metody stanovení minimálních mezd musí být projednány se zástupci zúčastněných zaměstnavatelů a pracovníků, že Česká republika může kontrolovat a sankciovat dodržování minimálních mezd nebo to, že se musí každý rok podat Mezinárodnímu úřadu práce všeobecná zpráva se seznamem živností nebo odvětví živností, ve kterých byly použity metody stanovení minimálních mezd a musí být sděleny podmínky, za kterých se tyto metody prováděly. Úmluva č. 99 o metodách stanovení minimálních mezd v zemědělství obsahuje například možnost povolení příslušnými orgány výplatu minimální mzdy v naturáliích a to tak, aby to bylo přiměřené osobní potřebě a prospěchu zaměstnance a jeho rodiny a aby hodnota dávek byla spravedlivá a přiměřená. Dále říká, že Česká republika může určit povahu a formu metod stanovení minimálních mezd, ale než bude rozhodnuto musí být vyslechnuty nejrepresentativnější organizace zaměstnavatelů a zaměstnanců. Zaměstnavatelé a pracovníci těchto organizací se zúčastní stanovení minimálních mezd nebo musí být konzultováni nebo musí mít práva na přednesení svého stanoviska. „*Tato opatření budou obsahovat taková ustanovení o kontrole, dohledu a sankcích, které jsou nezbytné a odpovídají poměrům v zemědělství příslušné země*“ (Úmluva Mezinárodní organizace práce č. 99, 1951). Česká republika musí každý rok předkládat Mezinárodnímu úřadu práce zprávu o způsobu a výsledcích provádění této praxe a dále také přehled údajů o zaměstnáních a počtu zaměstnanců na něž se tato úprava vztahuje.

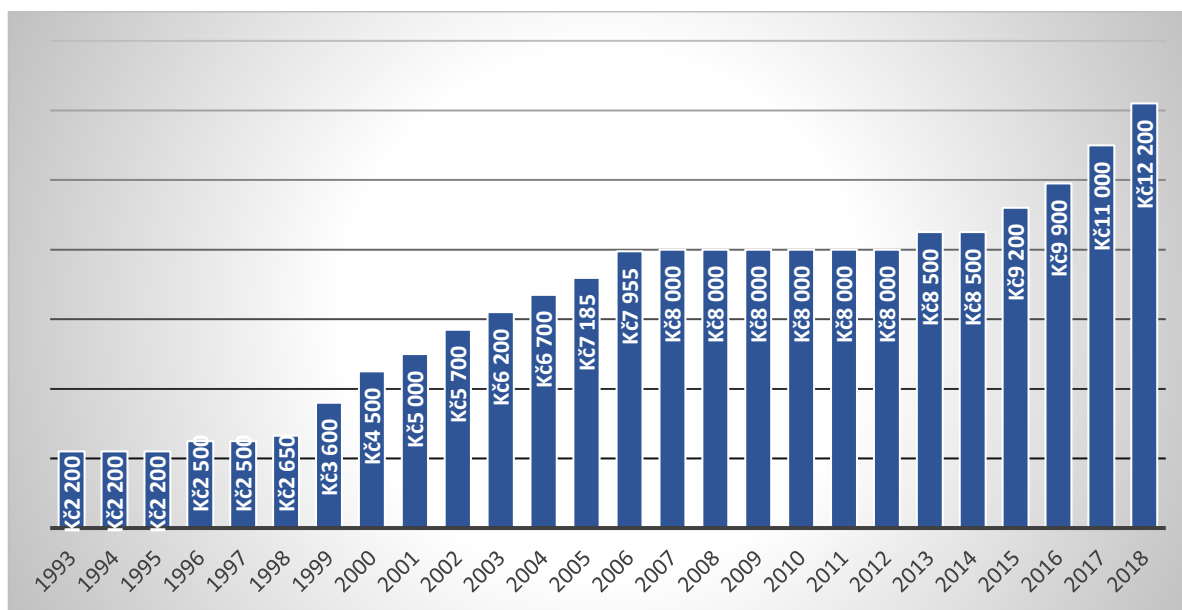
3.7 Vývoj minimální mzdy v České republice

Podle úřadu vlády České republiky (2014) Československá republika přijala dne 16. dubna 1919 vyhlášku o mzdách na šití konfekčního textilního zboží, které objednala vojenská správa a patřila tak k prvním státům Evropy, ve kterých se stanovila minimální mzda pro nízko placené skupiny profesí. Barošová (2005) říká, že ve 20. a 30. letech 20. století byla minimální mzda stanovována tarifními smlouvami a státem stanovené minimální mzdy se používaly výjimečně u odvětví nebo profesí, kde kolektivní vyjednávání neexistovalo.

Podle Barošové (2005) nebyla v socialistickém Československu minimální mzda stanovena ani zákonem ani jinou právní normou a představovala tak nejnižší mzdu v první tarifní třídě. Teprve až v roce 1989, když se změnily politické poměry došlo k začlenění institutu minimální mzdy do zákoníku práce. Při jejím stanovení se vycházelo z minimálního důchodu. Federální vláda schválila s platností od 1. října 1990 minimální důchod ve výši 1200 Kč pro jednotlivce a pro dvojici ve výšce 2000 Kč. Návrh výše minimální mzdy se projednal v Radě ekonomické a sociální dohody. Na základě tripartitní generální dohody byla nařízením vlády č. 99/1991 Sb. o určení minimální mzdy ustanovená první jednotná minimální mzda v Československu, a to 2 000 Kč za měsíc při 42,5 hodinách týdně.

Na začátku vzniku samostatné České republiky byla minimální mzda stanovena na 2200 Kč měsíčně. Poté se do roku 1997 zvýšila jednou a to roku 1996 na 2 500 Kč. Od roku 1998 až do roku 2007 se minimální mzda zvyšovala pravidelně každý rok. V letech 1999, 2000, 2006 se zvyšovala dokonce dvakrát do roka. V roce 2007 byla stanovena minimální mzda na 8 000 Kč a takto zůstala až do roku 2012. V roce 2013 se zvýšila na 8 500 Kč. Od roku 2015 dochází ke zvyšování každý rok. Zvyšování minimální mzdy představuje i zvyšování nákladů pro zaměstnavatele. Veselíková (2018) uvádí, že pokud se minimální mzda zvýší o 1000 Kč, zvýší se náklady zaměstnavatele na jednu osobu o 1340 Kč.

Obrázek č. 1: Graf vývoje minimální mzdy v letech 1993-2018 v Kč



Zdroj: Ministerstvo práce a sociálních věcí, 1993-2018, vlastní zpracování

3.8 Minimální mzda v Evropské unii

Podle Frice (2017), má v rámci EU v současné době 22 členských států stanovenou minimální mzdu zákonem. V šesti zemích je minimální mzda stanovena na základě kolektivních smluv a může se lišit podle odvětví, pozice, věku atd.

Země, kde je minimální mzda stanovena zákonem jsou Belgie, Bulharsko, Chorvatsko, Česká republika, Estonsko, Francie, Německo, Řecko, Maďarsko, Irsko, Lotyšsko, Litva, Lucembursko, Malta, Nizozemsko, Polsko, Portugalsko, Rumunsko, Slovensko, Slovinsko, Španělsko a Spojené království. Ti, kteří nemají stanovenou zákonnou minimální mzdu jsou Rakousko, Kypr, Dánsko, Finsko, Itálie, Švédsko.

Členské země můžeme podle Eurostatu (2017) rozdělit do tří skupin podle výše jejich minimální mzdy. Do první skupiny můžeme zařadit země, jejichž minimální mzda byla k 1. lednu 2017 nižší než 500 euro měsíčně. Jedná se o Bulharsko, Rumunsko, Lotyšsko, Litva, Česká republika, Maďarsko, Chorvatsko, Slovensko, Polsko a Estonsko. Do druhé skupiny patří státy jejichž minimální mzda byla k 1. lednu 2017 vyšší než 500 euro ale nižší než 1000 euro měsíčně. Jde o Portugalsko, Řecko, Maltu, Slovinsko a Španělsko. Do třetí skupiny se řadí státy, jejichž minimální mzda byla k 1. lednu 2017 vyšší než 1000 euro měsíčně. Mezi tyto státy patří Spojené království, Francie, Německo, Belgie, Nizozemsko,

Irsko a Lucembursko. Přehled částek minimální mzdy za rok 2017 v jednotlivých členských zemích jsou uvedeny v tabulce č. 2.

Tabulka č. 2: Minimální mzda v zemích EU

Země	Minimální mzda v eurech za měsíc
Belgie	1 531,93
Bulharsko	235,20
Chorvatsko	439,33
Česká republika	407,00
Estonsko	470,00
Francie	1 480,27
Irsko	1 563,25
Litva	380,00
Lotyšsko	380,00
Lucembursko	1 998,59
Maďarsko	411,00
Malta	735,63
Německo	1 498,00
Nizozemsko	1 551,60
Polsko	464,60
Portugalsko	649,83
Rumunsko	321,23
Řecko	683,76
Slovensko	435,00
Slovinsko	804,96
Španělsko	825,65
Spojené království	1 433,82

Zdroj: Reinis Fischer, 2017, vlastní zpracování

3.8.1 Režimy minimální mzdy v Evropské unii

Schulten (2014) říká, že v Evropské Unii je možné rozlišovat mezi univerzálními a sektorovými minimálními mzdovými režimy. Univerzální režimy jsou charakterizovány stanovením obecné minimální mzdy obvykle na národní úrovni a vztahují se zpravidla na všechny pracovníky. „*Ve státech EU se jako kritéria pro snížení sazby používají nižší věk, než je v daném státě hranice stanovena pro uplatnění základní sazby, kratší doba pracovní praxe než stanovený limit, vymezený stupeň zdravotních handicapů*“ (Baštýř, 2005). U sektorových režimů je minimální mzda stanovena pro různé odvětví, pozice, zaměstnání apod.

Režimy minimálních mezd se také liší, pokud jde o dominantní regulační nástroj používaný pro stanovení minimální mzdy. Minimální mzdu je možné stanovit zákonem nebo kolektivní smlouvou. Ve většině zemí s univerzálním režimem je hlavním regulačním nástrojem zákon.

„*Základním předpokladem uplatnění systému stanovení minimálních mezd prostřednictvím kolektivních smluv je rozvinutost kolektivního vyjednávání sociálních partnerů (především nadpodnikové úrovni)*“ (Baštýř, 2005). Baštýř říká, že přizpůsobování (valorizace) minimálních mezd vývoji hospodářských veličin se nerealizuje podle jednotného schématu. Určující jsou pravidla a vyjednávací pozice zaměstnavatelů a zaměstnanců v jednotlivých odvětvích, resp. u jednotlivých profesí.

Tabulka č. 3: Režimy minimálních mezd států EU

Zákon	Kolektivní smlouvy
Belgie, Bulharsko, Chorvatsko, Česká republika, Řecko, Estonsko, Německo, Francie, Maďarsko, Litva, Irsko, Lotyšsko, Lucembursko, Malta, Portugalsko, Nizozemsko, Rumunsko, Polsko, Slovensko, Španělsko, Kypr*	Rakousko, Dánsko, Finsko, Itálie, Švédsko

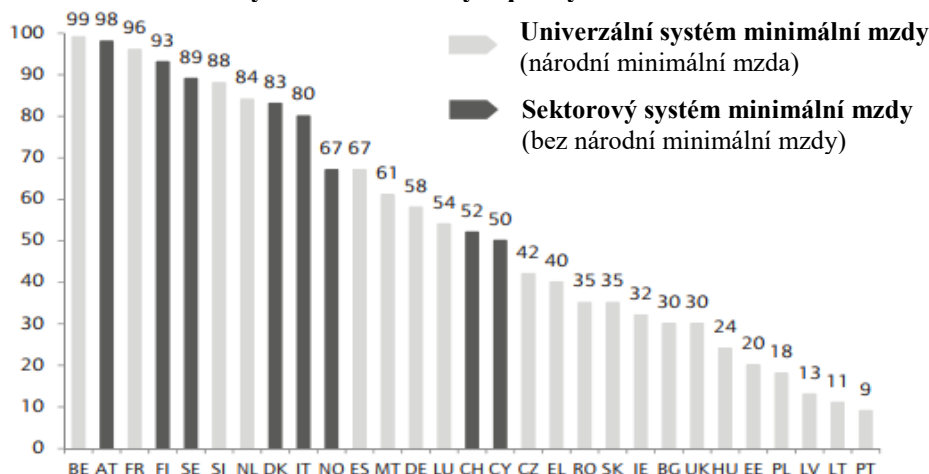
* zákonná minimální mzda platí pouze pro určitá povolání

Zdroj: Cevárová, Chmelíková (2018), vlastní zpracování

Mezi zeměmi se sektorovými minimálními mzdovými režimy má tedy značný počet států komplexní systém kolektivních smluv, který zajišťuje, že velká většina zaměstnanců je

chráněna kolektivní smlouvou. Vysokou úroveň ochrany kolektivní smlouvou (do 80 %) má Rakousko, Finsko, Švédsko, Dánsko a Itálie. Naopak nízkou úroveň kolektivního vyjednávání má Kypr. Na obrázku č. 2 je zobrazeno kolik % zaměstnanců v jednotlivých zemích mezi roky 2011–2013 bylo chráněno kolektivní smlouvou.

Obrázek č. 2: Režimy minimální mzdy a pokrytí kolektivní smlouvou v letech 2011-2013 *



* % všech zaměstnanců, na které se vztahuje kolektivní smlouva

Zdroj: European Trade Union Institute, 2015

Mezi zeměmi s universálním režimem minimální mzdy existují státy s nízkým pokrytím kolektivního vyjednávání a státy se širokým pokrytím.

Schulten (2014) říká, že v zemích s nízkým pokrytím kolektivních smluv, zejména ve většině zemí východní Evropy slouží minimální mzda jako kotva pro mzdovou strukturu jako celek. Vývoj minimální mzdy je zpravidla hlavním měřítkem pro vývoj obecné mzdy. V jiných zemích vývoj obecné minimální mzdy ovlivňuje vývoj kolektivně dohodnutých mezd zejména v nižších mzdových skupinách. Existují také země jako je např. Nizozemsko, kde je rozsah zákonné minimální mzdy omezen na poměrně malou skupinu pracovníků, na které se nevztahují kolektivní smlouvy a vývoj kolektivně dohodnutých mezd ovlivňuje minimálně.

Obecně platí, že zákonné a kolektivně dohodnuté minimální mzdy nejsou nezbytně proti sobě, ale mohou se navzájem doplňovat. V mnoha zemích zákonná minimální mzda absorbuje pouze ty pracovníky, kteří nemají minimální mzdovou ochranu podle kolektivní smlouvy.

3.8.2 Úprava minimální mzdy v Evropské unii

Schulten (2014) říká, že je v EU možné rozlišovat čtyři různé modely úprav. Prvním je indexační model, který víceméně automaticky zaručuje pravidelné přizpůsobení minimální mzdy v jednotlivých zemích ve vztahu k určitým ekonomickým ukazatelům. V současnosti existuje v šesti státech: v Belgii, Lucembursku, Slovinsku, Maltě, Nizozemsku a ve Francii. Druhý je model vyjednávací, ve kterém zaměstnavatelé a odborové organizace pravidelně vyjednávají o úpravě minimální mzdy a stát převede výsledek těchto jednání do zákonné minimální mzdy. Třetí model je model konzultační. V tomto modelu konzultují zaměstnavatelé a odborové organizace možnosti úpravy minimální mzdy. Do těchto jednání mohou vstupovat i pracovníci akademické sféry. Konečné rozhodnutí o úpravě minimální mzdy nese stát. Do čtvrté skupiny patří země, ve kterých stát stanoví úpravu minimální mzdy bez konkrétních pravidel. Do této skupiny můžeme zařadit Českou republiku

3.8.3 Příjemci minimální mzdy

Podle Frice (2017) poměrně malý počet lidí (méně než 10 %) pobírá minimální mzdu v Belgii, České republice, Francii, západním Německu, Litvě, Maltě, Nizozemsku, Polsku, Slovinsku a Velké Británii. Naopak se odhaduje, že více než 10 % lidí pobírá minimální mzdu v Estonsku, ve východním Německu, Řecku, Maďarsku, Lucembursku, Portugalsku, Rumunsku a Španělsku. Nejvyšší podíl lidí, kteří mají minimální mzdu je v Řecku, a to 35 %. Podíl lidí pobírající minimální mzdu zahrnuje i pracovníky pracující na částečný úvazek. Údaje nejsou dostupné pro Bulharsko, Lotyšsko a Slovensko.

Tabulka č. 4: Procentuální vyjádření lidí pobírajících minimální mzdu v zemích EU

Země	Přibližné % lidí pobírající minimální mzdu	Komentář
Belgie	3 %	
Chorvatsko	3-8 %	Podle daňové správy byly v roce 2014 3 % lidí pracujících na plný úvazek pobírající minimální mzdu. Podle chorvatského statistického úřadu to byly v roce 2014 6,2 %. A podle průzkumu rozpočtu domácností pro rok 2013 to bylo 8 %.
Česká republika	3,2 %	Podle druhé poloviny roku 2016
Estonsko	19-25 %	Podle roku 2016
Francie	8 %	Podle roku 2013
Německo	11 % východní Německo 4 % západní Německo	Podle roku 2015
Řecko	35 %	Podle roku 2015
Maďarsko		Neexistuje zdroj definitivních údajů.
Irsko	5,3-6,8 %	Podle roku 2009
Litva	8,8 %	Podle roku 2015
Lucembursko	12,3 %	Podle roku 2016
Malta	3,4 %	Podle roku 2015
Nizozemsko	17,4 %	Podle roku 2014 dostalo minimální mzdu 17,4 % zaměstnanců ve věku 15-23 let. Zaměstnanců ve věku 23 let a více, kteří mají minimální mzdu bylo 4,8 %.
Polsko	8,6 %	Podle roku 2014
Portugalsko	21,1 %	Podle roku 2015
Rumunsko	8,04 %	V roce 2010 bylo přibližně 8,04 % zaměstnanců s minimální mzdou. V roce 2016 to bylo 21,01 %. Pro rok 2017 se očekává nárůst na 26,32 %.
Slovinsko	5,5 %	Podle roku 2016
Španělsko	12,98 %	Podle roku 2014
UK	7,1 %	Podle roku 2016

Zdroj: Eurofound, vlastní zpracování

3.8.4 Minimální mzda ve vybraných členských státech Evropské unie

Německo

Podle Amlingera a kolektivu (2016) Německo zavedlo v lednu 2015 poprvé ve své historii minimální mzdu ve výši 8,50 euro za hodinu. Od prvního ledna 2017 platí minimální mzda 8,84 euro za odpracovanou hodinu. Vokáč (2018) říká, že s účinností od 1.1.2019 dojde ke zvýšení minimální mzdy na 9,19 euro za hodinu.

Od poloviny devadesátých let neustále rostl počet lidí s nízkou mzdou. V roce 2014 mělo 4,8 až 5,4 milionu pracovníků méně než 8,50 euro na hodinu. Rozdíl je mezi východním a západním Německem. Ve východním Německu mělo méně než 8,50 eura na hodinu více než jedna pětina zaměstnanců, v západním Německu to bylo 13,1 % až 14,6 % zaměstnanců. Na konci roku 2015 zaznamenalo Německo nejnižší počet nezaměstnaných od počátku devadesátých let.

V Německu stanovují úroveň minimální mzdy odborné skupiny. Německá komise pro minimální mzdu, která byla založena v roce 2015 se skládá z odborů, zástupců zaměstnavatelů a z akademických odborníků.

Rakousko

Rakousko nemá zákonem stanovenou minimální mzdu. Minimální mzda je stanovena kolektivními smlouvami pro příslušné odvětví a každoročně se zvyšuje buďto na začátku nebo v průběhu roku. Podle Eurofoundu (2017) v lednu 2017 žádala Rakouská vláda sociální partnery, aby vyjednávali o zavedení měsíční minimální mzdy 1500 euro pro všechna odvětví. V případě, že by k dohodě nedošlo, zvažovala vláda použití zákonných předpisů. K dohodě nakonec došlo a nová minimální mzda by měla být zavedena prostřednictvím odvětvových kolektivních smluv, a to do roku 2020. V roce 2017 mělo méně než 1500 euro měsíčně přibližně 300 tisíc zaměstnanců na které se vztahuje kolektivní smlouva.

Polsko

Podle MPSV (2017) je v Polsku od roku 2018 zákonná minimální mzda ve výši 2100 PLN. Podle Wageindicator (2018) se úroveň minimální mzdy upravuje tzv. Tripartitní komise pro sociální a ekonomické záležitosti. Tato komise je složená z ministra práce a sociální politiky, čtyř zaměstnavatelských organizací, tří odborových organizací a poradců jako například prezidenta Polské národní banky a prezidenta ústředního statistického úřadu.

Pokud se výbor nedohodne na novém minimu před 15. červnem, musí rozhodnout vláda a minimální mzda nesmí být nižší než to, co navrhla tripartitní komise na začátku vyjednávání. Podle internetové stránky Polandin pobírá minimální mzdu více než 1,4 milionu lidí.

Slovensko

Minimální mzda na Slovensku se stanovuje každoročně prostřednictvím vládních nařízení. Podle informací z internetových stránek Minimalnamzda (2017), jsou výjimky, kdy se minimální mzda nezvyšovala každý rok roky 1993-1995 kdy byla 81 euro, dále roky 1996-1997 kdy byla 90 euro a roky 2007-2008 kdy byla 269 euro.

Podle ministerstva práce, sociálních věcí a rodiny Slovenské republiky (2017) závisí úroveň minimální mzdy na typu práce. Je stanoveno 6 stupňů podle náročnosti a úrovně vykonávané práce. U prvního stupně je stanovena minimální mzda 435 euro měsíčně, u šestého nejvyššího stupně je minimální mzda 870 euro měsíčně při odpracování plného čtyřicetihodinového úvazku.

3.8.5 Směrnice Evropského parlamentu a Rady 96/71/ES

Směrnice Evropského parlamentu a Rady 96/71/ES o vysílání pracovníků v rámci poskytování služeb byla přijata 16. prosince 1996. Tato směrnice se vztahuje na podniky, které mají sídlo v některém členském státě a vysílají v rámci nadnárodního poskytování služeb své pracovníky na území jiného členského státu.

Směrnice se použije tehdy, pokud tyto podniky učiní některé z následujících opatření:

a) *„vyšlou pracovníka na území členského státu na vlastní účet a pod svým vedením na základě smlouvy uzavřené mezi podnikem pracovníky vysílajícím a stranou, pro kterou jsou služby určeny, činnou v tomto členském státě, jestliže po dobu vyslání existuje pracovní poměr mezi vysílajícím podnikem a pracovníkem, nebo*

b) *vyšlou pracovníka do provozovny nebo podniku náležejícího ke skupině podniků na území členského státu, jestliže po dobu vyslání existuje pracovní poměr mezi vysílajícím podnikem a pracovníkem, nebo*

c) jako podnik pro dočasnou práci či podnik poskytující pracovníky vyšlou pracovníka do podniku, který jej využije, se sídlem nebo vykonávajícího činnost na území některého členského státu, jestliže po dobu vyslání existuje pracovní poměr mezi podnikem pro dočasnou práci či podnikem poskytujícím pracovníky na straně jedné a pracovníkem na straně druhé“ (Směrnice Evropského parlamentu a Rady 96/71/ES, 1996).

Tyto podniky musí podle Směrnice Evropského parlamentu a Rady 96/71/ES (1996), vyslaným pracovníkům zajistit stejné podmínky jako mají pracovníci členského státu do kterého byl vyslán.

Jedná se o:

- a) maximální délku pracovní doby a minimální doby odpočinku,
- b) minimální délku dovolené za kalendářní rok,
- c) minimální mzdu, včetně sazeb za přesčasy;
- d) podmínky poskytování pracovníků, zejména prostřednictvím podniků pro dočasnou práci,
- e) ochranu zdraví, bezpečnosti a hygieny při práci,
- f) ochranná opatření týkající se pracovních podmínek těhotných žen nebo žen krátce po porodu, dětí a mladistvých,
- g) rovné zacházení pro muže a ženy a ostatní ustanovení o nediskriminaci.

Dne 15. května 2014 byla přijata Směrnice Evropského parlamentu a Rady 2014/67/EU o prosazování směrnice 96/71/ES o vysílání pracovníků v rámci poskytování služeb o změně nařízení č. 1024/2012 o správní spolupráci prostřednictvím systému pro výměnu informací o vnitřním trhu. *„Aniž je dotčena oblast působnosti směrnice 96/71/ES, stanoví tato směrnice společný rámec pro příslušná ustanovení, opatření a kontrolní mechanismy nezbytné pro lepší a jednotné provádění, uplatňování a prosazování směrnice 96/71/ES v praxi, včetně opatření k zamezení a potrestání jakéhokoli zneužití a obcházení příslušných právních předpisů“ (Směrnice Evropského parlamentu a Rady 96/71/ES, 1996).*

3.8.6 Minimální mzdy pro specifické skupiny zaměstnanců

Podle Frice (2017) jsou minimální mzdy pro mladé pracovníky upraveny v Belgii, Řecku, Francii, Irsku, Lucembursku, Maltě, Nizozemí a Velké Británii. Různá minimální mzda se může uplatňovat podle délky praxe nebo podle doby, která uplynula od začátku

zaměstnání jako je tomu tak například v Belgii, Francii nebo Irsku. Fric (2017) uvádí následující informace o minimální mzdě pro specifické skupiny zaměstnanců v Belgii, Řecku, Irsku, Lucembursku, na Maltě a ve Velké Británii.

Belgie

Měsíční minimální mzda pro zaměstnance ve věku 16 let je 70 % minimální mzdy. Zaměstnanci ve věku 17 let mají nárok na 76 % minimální mzdy. Zaměstnanci ve věku 18 let a více mají nárok na 1531,93 euro měsíčně. Pro pracovníky ve věku 19 let a více, kteří mají alespoň 6 měsíců praxe je stanovena minimální mzda ve výši 1572,58 euro měsíčně. Pro pracovníky ve věku 20 let a více a kteří mají 12 měsíců praxe je stanovena minimální měsíční mzda ve výši 1590,64 euro.

Francie

Podle oficiálních internetových stránek francouzské veřejné správy (2017) má Francie zákonnou celostátní minimální mzdu, ale pro určité skupiny pracovníků existují speciální sazby minimální mzdy.

Zaměstnanci s profesionální smlouvou

Podle oficiálních internetových stránek francouzské veřejné správy (2017) je cílem profesionální smlouvy získávání teoretických znalostí a praktických dovedností v jedné nebo více společnostech. Profesionální smlouva je určena také pro mládež od 16 do 25 let věku, aby mohly dokončit základní odbornou přípravu.

Pokud je zaměstnanec mladší 21 let je minimální mzda 814,15 euro měsíčně. Pokud je zaměstnanec ve věku 21-25 let je minimální mzda 1 036,19 euro měsíčně.

Zaměstnanci s učňovskou smlouvou

Podle oficiálních internetových stránek francouzské veřejné správy (2017) je minimální mzda:

1. Rok – u pracovníků mladších 18 let – 370,07 euro
u pracovníků ve věku 18-20 let – 606,91 euro
u pracovníků ve věku 21 let a více – 784,54 euro
2. Rok – u pracovníků mladších 18 let – 547,70 euro
u pracovníků ve věku 18-20 let – 725,33 euro

- u pracovníků ve věku 21 let a více – 902,96 euro
3. Rok – u pracovníků mladších 18 let – 784,54 euro
- u pracovníků ve věku 18-20 let – 962,17 euro
- u pracovníků ve věku 21 let a více – 1 154,61 euro

Řecko

V Řecku mají pracovníci ve věku do 25 let nárok na 510,95 euro měsíčně

Irsko

V Irsku mají zaměstnanci do 18 let nárok na 70 % minimální mzdy. Zaměstnanci nad 18 let, kteří jsou zaměstnaní 1 rok mají nárok na 80 % minimální mzdy a zaměstnanci na 18 let, kteří jsou zaměstnaní 2 roky mají nárok na 90 %.

Lucembursko

V Lucembursku mají zaměstnanci ve věku 15 a 16 let nárok na 75 % minimální mzdy. Zaměstnanci ve věku 17 let mají nárok na 80 % minimální mzdy a kvalifikovaní zaměstnanci ve věku 18 let a více mají nárok na 120 % minimální mzdy.

Malta

Na Maltě dostávají zaměstnanci ve věku 17 let alespoň 96 % minimální mzdy. A zaměstnanci mladší 17 let mají nárok na alespoň 94 % minimální mzdy.

Nizozemsko

Nizozemské minimální mzdy pro věkové skupiny jsou uvedeny v tabulce č. 5

Tabulka č. 5: Minimální mzda pro věkové skupiny v Nizozemsku

Věk zaměstnance	Procenta ze standardní minimální mzdy
15	30
16	34,5
17	39,5
18	45,5
19	52,5
20	61,5
21	72,5
22	85

Zdroj: Eurofound

Velká Británie

Ve Velké Británii mají zaměstnanci ve věku 21-24 let nárok na 6,95 GBP za hodinu. Zaměstnanci ve věku 18-20 let mají nárok na 5,55 GBP za hodinu. Pracovníci do 19 let nebo nad 19 let v prvním roce zácviiku mají nárok na 3,40 GBP za hodinu.

4 Vlastní práce

Cílem práce je zjistit jaký má vliv minimální mzda na nezaměstnanost. Jako proměnné ovlivňující počet nezaměstnaných osob byly zvoleny minimální mzda, počet volných pracovních míst, aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období, počet nezaměstnaných osob v předchozím období a dummy proměnná krize. Časové řady byly zvoleny od roku 2002 do roku 2017. Podkladová data jsou uvedena v příloze č. 1.

4.1 Vliv minimální mzdy na celkovou nezaměstnanost

Předpoklady a očekávání chování nezaměstnanosti

Předpoklad č. 1: Pokud se zvýší minimální mzda, zvýší se počet nezaměstnaných. Tato hypotéza vychází z výsledků již provedených empirických studií o vlivu minimální mzdy na nezaměstnanost. Pro zaměstnavatele znamená zvýšení minimální mzdy větší výdaje, a proto například sníží počet pracovníků.

Předpoklad č. 2: Pokud se zvýší aktivní politika zaměstnanosti v předchozím roce, sníží se počet nezaměstnaných osob. Hypotéza vychází z předpokladu, že lidé, kteří nemohou najít zaměstnání například kvůli tomu, že nemají potřebnou kvalifikaci mohou například po rekvalifikaci zaměstnání snáze najít.

Předpoklad č. 3: Pokud se zvýší počet volných pracovních míst, sníží se počet nezaměstnaných osob. Pokud se zvýší počet volných pracovních míst, mají uchazeči větší možnost, že je na dané místo přijmou. A pokud mají na výběr z většího počtu pracovních míst a mají tak větší možnost si najít práci, která jim bude vyhovovat, je větší pravděpodobnost, že na jimi vybraném místě vydrží déle.

Předpoklad č. 4: Největší elasticitu bude mít proměnná počet volných pracovních míst. Tento předpoklad má stejný důvod jako předpoklad č. 3. Pokud je větší nabídka volných míst mají uchazeči větší šanci si najít ideální zaměstnání. Zaměstnavatelé také přijímají více zaměstnanců, proto si zaměstnání mohou najít i osoby, které měli dlouhodobější problém s hledáním práce.

Tabulka č. 6 Deklarace proměnných

Název proměnné	Popis proměnné	Jednotky proměnné
y_1 Počet nezaměstnaných osob	Endogenní	osoba
x_0 Jednotkový vektor	Exogenní	-
x_1 Minimální mzda	Exogenní	Kč
x_2 Počet volných pracovních míst	Exogenní	volné místo
x_3 Výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti	Exogenní	Kč
x_4 Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	Exogenní	osoba
x_5 Krize	Dummy proměnná	-
u_t Náhodná složka	Stochastická	-

Zdroj: vlastní zpracování

Tvar ekonomického modelu

Počet nezaměstnaných osob = funkce (konstanta, minimální mzda, počet volných pracovních míst, aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období, počet nezaměstnaných osob v předchozím období, krize)

$$y_{1t} = f(x_0, x_1, x_2, x_{3(t-1)}, x_{4(t-1)}, x_5)$$

Tvar ekonometrického modelu

$y_{1t} = \gamma_{10} x_{0t} + \gamma_{11} x_{1t} + \gamma_{12} x_{2t} + \gamma_{13} x_{3(t-1)} + \gamma_{14} x_{4(t-1)} + \gamma_{15} x_{5t} + u_t$, kde
 $\gamma_{10} - \gamma_{15}$strukturální parametry exogenních proměnných
 u_{1t}náhodná složka

4.1.1 Popis proměnných

Jako vysvětlovaná proměnná y_1 byl zvolen počet nezaměstnaných osob. Data jsou získána z Českého statistického úřadu. Počet nezaměstnaných je stanoven podle metodiky MPSV, která udává počet nezaměstnaných osob, podle počtu uchazečů o zaměstnání registrovaných na úřadu práce. Jedná se o osoby ve věku 15-64 let.

Mezi roky 2002-2005 byl počet nezaměstnaných osob konstantní. Snižování počtu nezaměstnaných nastalo v roce 2006 a pokračovalo do roku 2008. Počet nezaměstnaných se snížil v roce 2008 oproti roku 2005 o 158 166 osob. V roce 2009 se situace změnila a kvůli

finanční krizi se počet nezaměstnaných začal zvyšovat. Nárůst počtu nezaměstnaných byl v roce 2009 oproti roku 2008 o 186 886 osob. V roce 2010 se počet nezaměstnaných zvýšil ještě o téměř o 22,5 tisíce osob. V roce 2013 bylo nezaměstnaných osob nejvíce za celé zkoumané období. Nezaměstnanost se začala snižovat v roce 2014.

Jako vysvětlující proměnná x_1 byla zvolena minimální mzda. Data byla získána z Ministerstva práce a sociálních věcí. V roce 2006 kdy byla minimální mzda zvýšena dvakrát je uveden aritmetický průměr těchto hodnot. Mezi roky 2007 až 2012 se minimální mzda nezvyšovala. Pravidelné zvyšování částek minimální mzdy probíhá od roku 2014. Vývoj částek minimální mzdy je znázorněn na obrázku č. 3.

Obrázek č. 3 Graf vývoje částek částek minimální mzdy

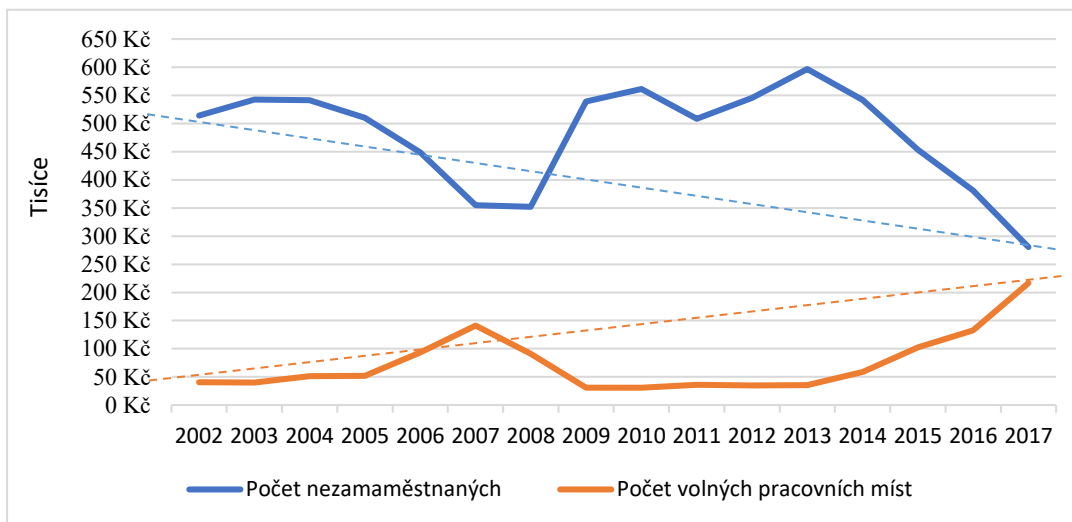


Zdroj: MPSV, vlastní zpracování

Jako vysvětlující proměnná x_2 byl zvolen počet volných pracovních míst. Údaje jsou získány z Českého statistického úřadu. Jedná se o pracovní místa vedená v evidenci úřadu práce. Během let 2003-2007 se díky rostoucí ekonomice zvýšil počet volných pracovních míst. V roce 2008 nastal mírný pokles a v roce 2009 počet volných pracovních míst začal strmě klesat, což zapříčinila ekonomická krize. Velký nárůst nastal v roce 2015. V roce 2009 když byla krize, připadalo na 1 volné pracovní místo 17,4 uchazečů a v roce 2017 to bylo 1,29 uchazeče

na jedno volné pracovní místo. Vývoj počtu nezaměstnaných a volných pracovních míst je znázorněn na obrázku č. 4.

Obrázek č. 4 Graf vývoje počtu nezaměstnaných osob a počtu volných pracovních míst



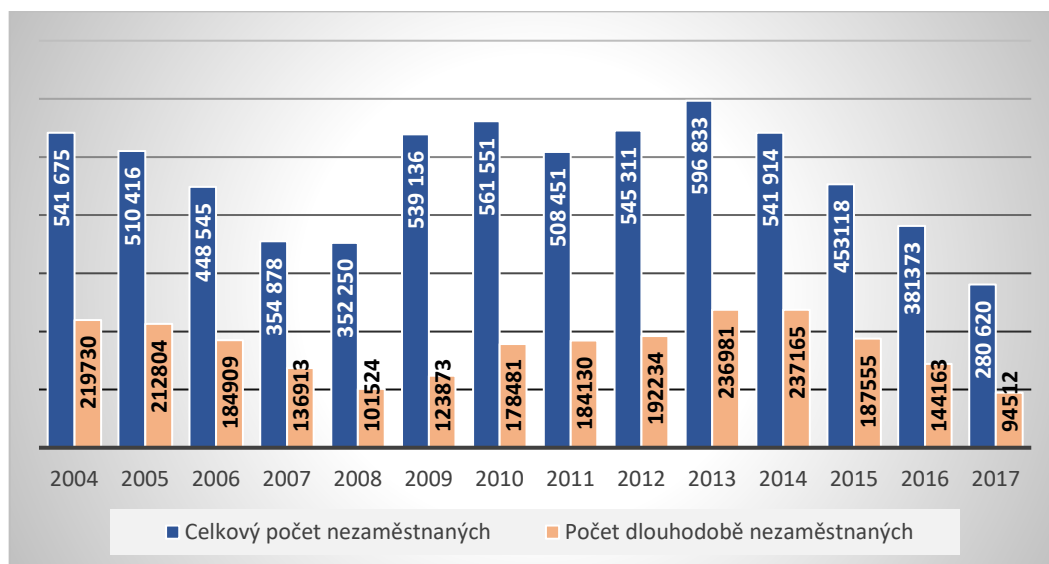
Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování

Vysvětlující proměnná x3 vyjadřuje aktivní politiku zaměstnanosti v předchozím období. Data byla získána z integrovaného portálu MPSV a jedná se o skutečné čerpání financí. Aktivní politika zaměstnanosti je podle Dvořákové a kolektivu (2012) souhrn opatření pro zajištění maximálně možné úrovně zaměstnanosti. Mezi nástroje podle MPSV (2017) patří rekvalifikace, investiční pobídky, veřejně prospěšné práce, společensky účelná pracovní místa, překlenovací příspěvek, příspěvek na zapracování a příspěvek při přechodu na nový podnikatelský program. Financování se uskutečňuje z prostředků státního rozpočtu.

Proměnná x4 vyjadřuje počet nezaměstnaných osob v předchozím období. Jedná se o osoby dlouhodobě nezaměstnané, které pokud ztratí zaměstnání už si nechtějí najít jiné nebo mají dlouhodobě problém si práci najít. Lidé, kteří dlouhodobě nemají zaměstnání mohou ztratit motivaci si práci najít. Může jim začít takový způsob života vyhovovat. Nemusí každý den chodit do práce, a přesto každý měsíc dostanou peníze ve formě podpory v nezaměstnanosti a různých sociálních dávek. Nebo naopak tím, že dlouhodobě práci nemají ztratí sebevědomí a naději, že nějaké zaměstnání najdou. Buchtová a kolektiv (2013) uvádí, že podle P. B. Warra (1983) a (1987) vede nezaměstnanost k negativnímu subjektivnímu hodnocení zdravotního stavu, které se může projevat depresí, neschopností zvládat každodenní problémy života, nespokojeností atd. Negativní dopady byly zjištěny i na osobní život a rodinu. U dlouhodobě nezaměstnaných se můžou ve zvýšení míře

vyskytovat i sociálně patologické jevy jako je například konzumace alkoholu nebo drog, ale i sebevraždy. Do dlouhodobě nezaměstnaných spadají osoby, které jsou nezaměstnané déle než jeden rok.

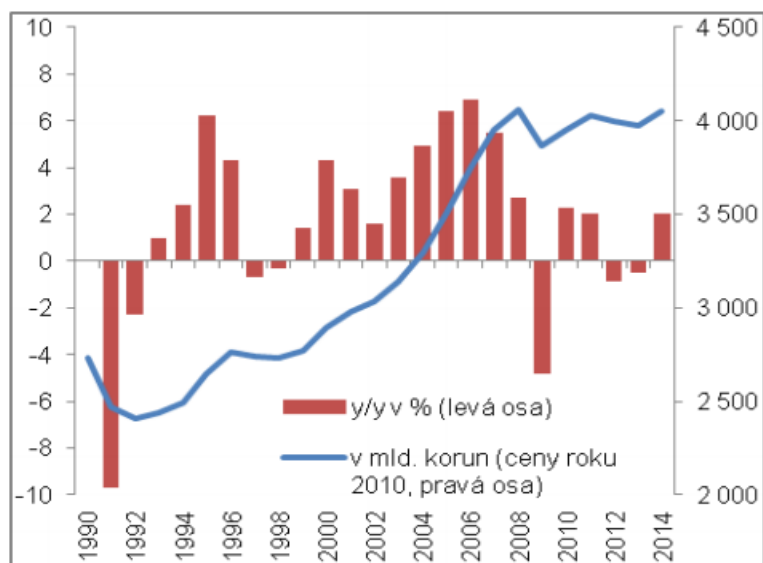
Obrázek č. 5 Počet dlouhodobě nezaměstnaných



Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování

Do modelu byla zařazena dummy proměnná krize. Krize byla v České republice zejména v roce 2009. Na obrázku č. 6 je znázorněn vývoj HDP v letech 1990-2014. „*Hrubý domácí produkt (HDP) je peněžním vyjádřením celkové hodnoty statků a služeb nově vytvořených v daném období na určitém území; používá se pro stanovení výkonnosti ekonomiky*“ (ČSÚ, 2018). Podle ČSÚ klesl HDP v roce 2009 o 4,8 %.

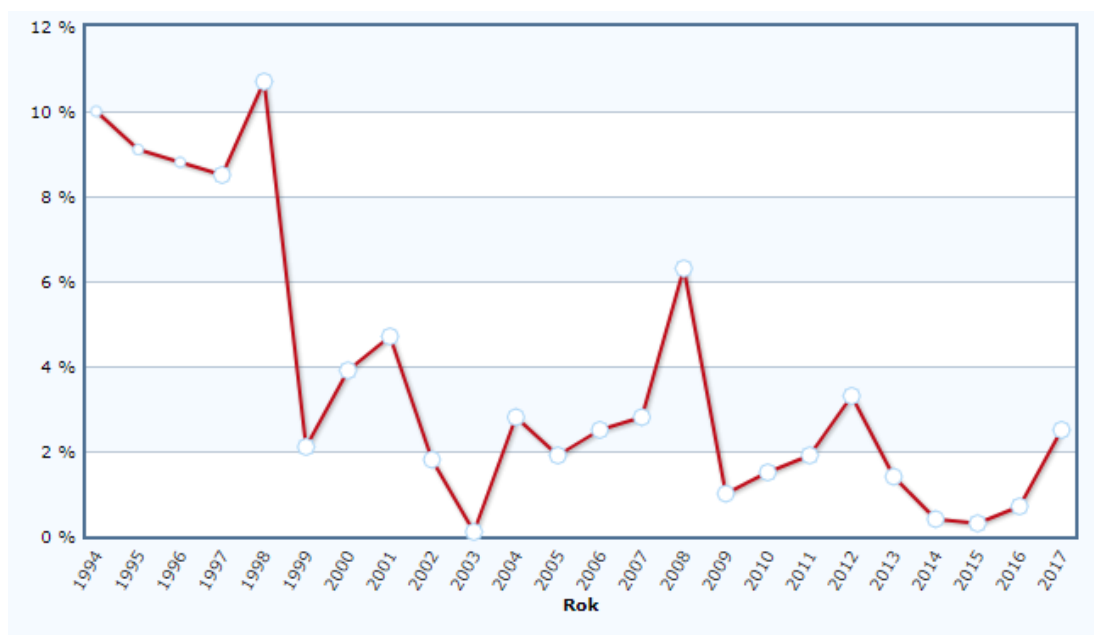
Obrázek č. 6 Vývoj HDP v letech 1990-2014



Zdroj: ČSÚ

Podle ČSÚ je možné inflaci definovat jako všeobecný růst cenové hladiny v čase a její vyjadřování je na základě měření indexu spotřebitelských cen. Na obrázku č. 7 je znázorněna průměrná roční míra inflace v letech 1994-2017. Tato míra inflace je vyjádřena přírůstkem průměrného ročního indexu spotřebitelských cen a vyjadřuje procentní změnu průměrné cenové hladiny za 12 posledních měsíců proti průměru 12 předchozích měsíců.

Obrázek č. 7 Průměrná roční míra inflace v letech 1994-2017



Zdroj: ČSÚ

4.1.2 Odhad parametrů modelu celkové nezaměstnanosti

Odhad modelu byl proveden v software Gretl běžnou metodou nejmenších čtverců.

Multikolinearita

Nežádoucí multikolinearita, která znemožňuje oddělení vlivů vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou se v modelu nenachází. Korelace mezi vysvětlovanou proměnnou y a vysvětlující proměnnou x je naopak žádoucí. V modelu se vyskytuje kolinearita mezi vysvětlovanou proměnnou y_1 a vysvětlující proměnnou x_2 , která byla ponechána. Čtvrtý Gauss-Markův předpoklad, tedy že sloupce v matici pozorování X mají být lineárně nezávislé je splněn. Korelační matice je uvedena v příloze č. 2.

Tabulka č. 7 Odhad parametrů modelu celkové nezaměstnanosti

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	273913	83838,5	3,267	0,009	***
x_1 Minimální mzda	11,881	9,982	1,190	0,262	
x_2 Počet volných prac. míst	-1,242	0,264	-4,715	0,001	***
$X_{3(t-1)}$ Aktivní politika zam.	-0,009	0,006	-1,546	0,153	
$x_{4(t-1)}$ Počet nezaměstnaných	0,478	0,149	3,206	0,009	***
x_5 Krize	71274,5	41766,6	1,706	0,119	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Výsledná rovnice má podobu:

$$y_{1t} = 273913x_{0t} + 11,881x_{1t} - 1,242x_{2t} - 0,009x_{3(t-1)} + 0,478x_{4(t-1)} + 71274,5x_{5t}$$

Ekonomická verifikace

$\gamma_{10} = 273913$. Konstantu je možné interpretovat: pokud budou všechny ostatní proměnné v modelu rovny nule, potom bude počet nezaměstnaných 273913 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{11} = 11,881$. Statistický vliv proměnné minimální mzdy není významný a nemá tak statistický vliv na růst počtu nezaměstnaných v České republice. Tento výsledek se shoduje s výsledky práce, kterou vypracovali Pavelka, Skála a Čadil (2014).

$\gamma_{12} = -1,242$. Parametr počet volných pracovních míst lze interpretovat: pokud se zvýší počet volných pracovních míst o jedno místo, sníží se počet nezaměstnaných o 1,242 osob, ceteris paribus. Ekonomický směr působení odpovídá ekonomické teorii. Pokud je na pracovním trhu nabízeno více pracovních míst, mají lidé větší pravděpodobnost, že zaměstnání najdou a mají i možnost hledat zaměstnání, které jim bude vyhovovat.

$\gamma_{13} = -0,009$. Proměnná aktivní politika zaměstnanosti není statisticky významná. Směr působení je podle ekonomické teorie v pořádku, tedy pokud se zvýší výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti, sníží se počet nezaměstnaných osob.

$\gamma_{14} = 0,478$. Parametr počet nezaměstnaných osob v předchozím období lze interpretovat: pokud se zvýší počet nezaměstnaných v předchozím období o jednu osobu, zvýší se počet nezaměstnaných osob v aktuálním období o 0,478, ceteris paribus. Ekonomické působení této proměnné je v souladu s ekonomickou teorií. Jedná se o problém dlouhodobě nezaměstnaných, kteří pracovat nechtějí nebo dlouhodobě nemohou najít zaměstnání.

$\gamma_{15} = 71274,5$. Dummy proměnná krize není v tomto modelu statisticky významná, směr působení je v souladu s ekonomickou teorií, tedy pokud nastane krize, zvýší se počet nezaměstnaných.

Statistická verifikace

Statisticky významné byly shledány parametry počet volných pracovních míst a počet nezaměstnaných osob v předchozím období. Parametry minimální mzda, aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období a krize jsou statisticky nevýznamné.

Hodnota koeficientu determinace vyjadřuje, že vysvětlovaná proměnná je z 94,5 % vyjádřena pomocí vysvětlujících proměnných v modelu.

Ekonometrická verifikace

Model byl testován na autokorelaci, heteroskedasticitu a normalitu reziduí. Podle výsledků v modelu není přítomna autokorelace, heteroskedasticita a rezidua mají normální rozdělení. Testy splňují Gauss-Markovy předpoklady. Podrobnější výsledky jsou uvedeny v příloze č. 5.

Autokorelace

Ke zjištění přítomnosti autokorelace byl použit Breusch-Godfreyův test. Hladina významnosti byla stanovena na $\alpha = 0,05$.

Hypotézy jsou následující:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota má hodnotu 0,268. Hypotéza H0 nebyla zamítnuta, předpoklad modelu není porušen, autokorelace v modelu není přítomna. Tento výsledek splňuje druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky jsou sériově nezávislé.

Heteroskedasticita

K testování přítomnosti heteroskedasticity byl použit Whiteův test.

Hypotézy jsou stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Podle výsledků Whiteova testu není v modelu přítomna heteroskedasticita. Výsledná p-hodnota testu je 0,423. Na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$ nelze zamítnout nulovou hypotézu H0, v modelu není přítomna heteroskedasticita. Druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky musí mít všechny konstantní a konečný rozptyl je splněn.

Normalita reziduí

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota testu normality reziduí je 0,436 a je tedy vyšší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Hypotézu H0 nelze zamítnout, rezidua mají normální rozdělení.

Stacionarita

Ověření, zda jsou časové řady stacionární nebo nestacionární je provedeno pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu, kdy se testuje existence jednotkových kořenů. Použit byl ten s konstantou a s konstantou a trendem.

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H0: model je nestacionární

H1: model je stacionární

P-hodnota byla u všech časových řad větší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, proto se hypotéza H0 nezamítá, časová řada je nestacionární. Podrobnější výsledky jsou uvedeny v příloze č. 3.

4.1.3 Výpočet pružností modelu celkové nezaměstnanosti

Tabulka č. 8 Výpočet pružností

Proměnná	Pružnost E (%)
Počet volných pracovních míst	- 0,193
Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	0,491

Zdroj: Vlastní zpracování

Počet volných pracovních míst

$$E = -1,242 * \frac{74242,5}{477582,054}$$

Pokud se zvýší počet volných pracovních míst o 1 %, sníží se počet nezaměstnaných osob o 0,193 %.

Počet volných pracovních míst v předchozím období

$$E = 0,478 * \frac{490889,3}{477582,054}$$

Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob v předchozím období o 1 %, zvýší se počet nezaměstnaných osob v současném období o 0,491 %.

Z vypočtených koeficientů pružnosti lze konstatovat, že nejvyšší elasticita byla zjištěna u počtu nezaměstnaných osob v předchozím období, kdy jednoprocenní zvýšení této proměnné způsobí 0,491 % změnu v počtu nezaměstnaných v současném období.

4.1.4 Vyhodnocení výzkumných otázek chování nezaměstnanosti

Předpoklad č. 1: Pokud se zvýší minimální mzda, zvýší se počet nezaměstnaných se nepotvrdil. Minimální mzda nemá statistický vliv na zvýšení nebo snížení počtu nezaměstnaných osob. Tento výsledek odpovídá výsledku výzkumu, který provedl Pavelka, Skála a Čadil (2014).

Předpoklad č. 2: Pokud se zvýší aktivní politika zaměstnanosti v předchozím roce, sníží se počet nezaměstnaných osob v běžném období se potvrdil. Pokud se zvýší aktivní politika zaměstnanosti v předchozím roce o jednu korunu, sníží se počet nezaměstnaných o 0,0096 osob.

Předpoklad č. 3: Pokud se zvýší počet volných pracovních míst, sníží se počet nezaměstnaných osob se potvrdil. Pokud se zvýší počet volných pracovních míst o jedno místo, sníží se počet nezaměstnaných o 1,53 osob. Větší počet volných pracovních míst umožňuje jednak zaměstnat větší počet osob, a jednak mají nezaměstnaní možnost vybírat si z více pracovních nabídek. Pokud má nezaměstnaný možnost vybrat si pracovní pozici, která by mu vyhovovala je zde předpoklad, že se omezí fluktuace.

Předpoklad č. 4: Největší elasticitu bude mít proměnná počet volných pracovních míst. Tento předpoklad se podle výpočtů pružností uvedených v tabulce č. 8 **nepotvrdil**. Větší elasticitu měl počet nezaměstnaných osob v předchozím období.

4.2 Vliv minimální mzdy na nezaměstnanost podle věku

Jako proměnné ovlivňující počet nezaměstnaných osob podle věku byly ponechány stejné proměnné jako u vlivu minimální mzdy na celkový počet nezaměstnaných osob, tedy minimální mzda, počet volných pracovních míst, aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období, počet nezaměstnaných osob v předchozím období a dummy proměnná krize. Časová řada byla z důvodu nedostupných dat zkrácena o tři pozorování a je tedy

zkoumána časová řada od roku 2005 do roku 2017. Analýza se týká věkových skupin 15-24 let a 55-64 let. Počet nezaměstnaných osob je určen podle počtu nezaměstnaných osob v dané věkové skupině. Vyšší nárůst nezaměstnanosti v roce 2009 oproti roku 2008 byl u věkové skupiny 15-24 let a to o 37 023 osob. U skupiny 55-64 let byl nárůst 23 203 osob. V roce 2010 došlo u osob ve věku 15-24 let ke snížení počtu nezaměstnaných (o 2 835 osob), zatímco ve věkové skupině 55-64 došlo k dalšímu nárůstu nezaměstnaných a to o 10 893 osob oproti roku 2009. Největší počet nezaměstnaných osob byl v obou věkových skupinách zaznamenán v roce 2013. Pro věkovou skupiny 15-24 let jsou podkladová data uvedena v příloze č. 6, pro věkovou skupinu 55-64 jsou data uvedena v příloze č. 11.

4.2.1 Věková skupina 15-24 let

Multikolinearita

Nežádoucí multikolinearita, která znemožňuje oddělení vlivů vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou se v modelu nenachází. Korelace mezi vysvětlovanou proměnnou y a vysvětlující proměnnou x je naopak žádoucí. V modelu se vyskytuje kolinearita mezi vysvětlovanou proměnnou y_1 a vysvětlující proměnnou x_2 , která byla ponechána. Čtvrtý Gauss-Markův předpoklad, tedy že sloupce v matici pozorování X mají být lineárně nezávislé je splněn. Korelační matice přílohou č. 9.

4.2.1.1 Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti ve věkové skupině 15-24 let

Odhad modelu byl proveden v software Gretl běžnou metodou nejmenších čtverců.

Tabulka č. 9 Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti ve věkové skupině 15-24 let

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	55909,4	26940,2	2,075	0,077	*
x_1 Minimální mzda	3,408	2,877	1,185	0,275	
x_2 Počet volných prac. míst	-0,295	0,050	-5,864	0,001	***
$X_{3(t-1)}$ Aktivní politika zam.	-0,002	0,001	-2,018	0,083	*
$x_{4(t-1)}$ Počet nezaměstnaných	0,314	0,136	2,307	0,054	*
x_5 Krize	13542,4	7810,66	1,734	0,127	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Výsledná rovnice má podobu:

$$y_{1t} = 55909,4x_{0t} + 3,408x_{1t} - 0,295x_{2t} - 0,002x_{3(t-1)} + 0,314x_{4(t1)} + 13542,4x_{5t}$$

Ekonomická verifikace

$\gamma_{10} = 55909,4$. Konstantu je možné interpretovat: pokud budou všechny ostatní proměnné v modelu rovny nule, potom bude počet nezaměstnaných 55909,4 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{11} = 3,408$. Proměnná minimální mzda není statisticky významná. Tento výsledek se shoduje s výsledky výzkumu, který vypracovali Pavelka, Skála a Čadil (2014), kteří také zkoumali vliv minimální mzdy a nezaměstnanosti osob ve věku 15-24 let.

$\gamma_{12} = -0,295$. Parametr počet volných pracovních je možné interpretovat: pokud se zvýší počet volných pracovních míst o jedno místo, sníží se počet nezaměstnaných o 0,295 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{13} = -0,002$. Parametr aktivní politiku zaměstnanosti v předchozím období je možné interpretovat: pokud se zvýší aktivní politika zaměstnanosti v předchozím roce o jednu korunu, sníží se počet nezaměstnaných o 0,002 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{14} = 0,314$. Parametr počet nezaměstnaných osob v předchozím období je možné interpretovat: pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob v předchozím období o jednu osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v současném období o 0,314.

$\gamma_{15} = 13542,4$. Dummy proměnná krize není statisticky významná. Směr působení této proměnné je v souladu s ekonomickou teorií, tedy pokud nastane krize zvýší se počet nezaměstnaných.

Statistická verifikace

Statisticky významné byly shledány parametry počet volných pracovních míst, aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období a počet nezaměstnaných osob v předchozím období. Parametry minimální mzda a krize jsou statisticky nevýznamné. Hodnota koeficientu determinace vyjadřuje, že vysvětlovaná proměnná je z 96,99 % vyjádřena pomocí vysvětlujících proměnných v modelu.

Ekonometrická verifikace

Model byl testován na autokorelaci, heteroskedasticitu a normalitu reziduí. Podle výsledků v modelu není přítomna autokorelace, heteroskedasticita a rezidua mají normální rozdělení. Testy splňují Gauss-Markovy předpoklady. Podrobnější výsledky jsou uvedeny v příloze č. 10. Podrobnější výsledky ke všem testům jsou uvedeny v příloze č. 10.

Autokorelace

Ke zjištění přítomnosti autokorelace byl použit Breusch-Godfreyův test. Hladina významnosti byla stanovena na $\alpha = 0,05$.

Hypotézy jsou následující:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota má hodnotu 0,086. Hypotéza H0 nebyla zamítnuta, předpoklad modelu není porušen, autokorelace v modelu není přítomna. Tento výsledek splňuje druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky jsou sériově nezávislé.

Heteroskedasticita

K testování přítomnosti heteroskedasticity byl použit Whiteův test.

Hypotézy jsou stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Podle výsledků Whiteova testu není v modelu přítomna heteroskedasticita. Výsledná p-hodnota testu je 0,591. Na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$ nelze zamítnout nulovou hypotézu H0, v modelu není přítomna heteroskedasticita. Druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky musí mít všechny konstantní a konečný rozptyl je splněn.

Normalita reziduí

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota testu normality reziduí je 0,411 a je tedy vyšší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Hypotézu H0 nelze zamítnout, rezidua mají normální rozdělení.

Stacionarita

Ověření, zda jsou časové řady stacionární nebo nestacionární je provedeno pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu, kdy se testuje existence jednotkových kořenů. Použit byl ten s konstantou a s konstantou a trendem.

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H0: model je nestacionární

H1: model je stacionární

P-hodnota byla u všech časových řad větší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, proto se hypotéza H0 nezamítá, časová řada je nestacionární. Výpočet stacionarity je uveden v příloze č. 8.

4.2.1.2 Výpočet pružností modelu nezaměstnanosti ve věkové skupině 15-24 let

Tabulka č. 10 Výpočet pružností ve věkové skupině 15-24 let

Proměnná	Pružnost E (%)
Počet volných pracovních míst	- 0,305
Aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období	- 0,119
Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	0,331

Zdroj: Vlastní zpracování

Počet volných pracovních míst

$$E = -0,295 * \frac{81218,308}{78497,655}$$

Pokud se zvýší počet volných pracovních míst o 1 %, sníží se počet nezaměstnaných osob o 0,305 %.

Aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období

$$E = -0,002 * \frac{4679558,377}{78497,655}$$

Pokud se zvýší aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období o 1 %, sníží se počet nezaměstnaných osob o 0,119 %.

$$E = 0,314 * \frac{82849,154}{78497,655}$$

Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob v předchozím období o 1 %, sníží se počet nezaměstnaných osob v současném období o 0,331 %.

Z vypočtených koeficientů pružnosti lze konstatovat, že nejvyšší elasticita byla zjištěna u počtu nezaměstnaných osob v předchozím období, kdy jednocentní zvýšení této proměnné způsobí 0,331 % změnu v počtu nezaměstnaných v současném období. Nejnižší elasticita byla zjištěna u aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období.

4.2.2 Věková skupina 55-64 let

Multikolinearita

Nežádoucí multikolinearita, která znemožňuje oddělení vlivů vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou se v modelu nenachází. Čtvrtý Gauss-Markův předpoklad, tedy že sloupce v matici pozorování X mají být lineárně nezávislé je splněn. Korelační matice je uvedena v příloze č. 14.

4.2.2.1 Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti ve věkové skupině 55-64 let

Odhad modelu byl proveden v software Gretl běžnou metodou nejmenších čtverců

Tabulka č. 11 Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti ve věkové skupině 55-64 let

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-29116,8	27996,4	-1,040	0,333	
x ₁ Minimální mzda	10,850	5,588	1,942	0,093	*
x ₂ Počet volných prac. míst	-0,213	0,087	-2,456	0,044	**
X _{3(t-1)} Aktivní politika zam.	-0,003	0,002	-1,703	0,132	
x _{4(t-1)} Počet nezaměstnaných	0,559	0,235	2,379	0,049	**
x ₅ Krize	5204,84	9516,87	0,547	0,601	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Výsledná rovnice má podobu:

$$y_{1t} = -29116,8x_{0t} + 10,850x_{1t} - 0,213x_{2t} - 0,003x_{3(t-1)} + 0,559x_{4(t-1)} + 5204,84x_{5t}$$

Ekonomická verifikace

$\gamma_{10} = -29116,8$. Konstantu je možné interpretovat: pokud budou všechny ostatní proměnné v modelu rovny nule, potom bude počet nezaměstnaných - 29116,8 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{11} = 10,850$. Parametr minimální mzdu je možné interpretovat: pokud se zvýší minimální mzda o jednu korunu, zvýší se počet nezaměstnaných o 10,850 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{12} = -0,213$. Parametr počet volných pracovních je možné interpretovat: pokud se zvýší počet volných pracovních míst o jedno místo, sníží se počet nezaměstnaných 0,204 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{13} = -0,003$. Proměnná aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období není statisticky významná. Směr působení je v souladu s ekonomickou teorií, tedy pokud se zvýší aktivní politika v předchozím období sníží se počet nezaměstnaných osob. V rámci aktivní politiky zaměstnanosti není žádný z nástrojů věnovaný přímo této věkové skupině. Jsou realizovány projekty na podporu zaměstnanosti starších osob, pouze však na regionálních úrovních, a ne každý kraj takovýto projekt realizuje.

$\gamma_{14} = 0,559$. Pokud se zvýší počet nezaměstnaných v předchozím roce o jednu osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v aktuálním období o 0,558 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{15} = 5204,84$. Dummy proměnná krize není statisticky významná. Směr působení této proměnné je v souladu s ekonomickou teorií, tedy pokud nastane krize zvýší se počet nezaměstnaných.

Statistická verifikace

Statisticky významné byly shledány parametry minimální mzda, počet volných pracovních míst a počet nezaměstnaných osob v předchozím období. Parametry aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období a krize jsou statisticky nevýznamné.

Hodnota koeficientu determinace vyjadřuje, že vysvětlovaná proměnná je z 89,82 % vyjádřena pomocí vysvětlujících proměnných v modelu.

Ekonometrická verifikace

Model byl testován na autokorelaci, heteroskedasticitu a normalitu reziduí. Podle výsledků v modelu není přítomna autokorelace, heteroskedasticita a rezidua mají normální rozdělení. Testy splňují Gauss-Markovy předpoklady. Podrobnější výsledky jsou uvedeny v příloze č. 15. Podrobnější výsledky všech testů jsou uvedeny v příloze č. 15.

Autokorelace

Ke zjištění přítomnosti autokorelace byl použit Breusch-Godfreyův test. Hladina významnosti byla stanovena na $\alpha = 0,05$.

Hypotézy jsou následující:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota má hodnotu 0,18. Hypotéza H0 nebyla zamítnuta, předpoklad modelu není porušen, autokorelace v modelu není přítomna. Tento výsledek splňuje druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky jsou sériově nezávislé.

Heteroskedasticita

K testování přítomnosti heteroskedasticity byl použit Whiteův test.

Hypotézy jsou stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Podle výsledků Whiteova testu není v modelu přítomna heteroskedasticita. Výsledná p-hodnota testu je 0,434. Na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$ nelze zamítnout nulovou hypotézu H0, v modelu není přítomna heteroskedasticita. Druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky musí mít všechny konstantní a konečný rozptyl je splněn.

Normalita reziduí

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota testu normality reziduí je 0,106 a je tedy vyšší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Hypotézu H0 nelze zamítnout, rezidua mají normální rozdělení.

Stacionarita

Ověření, zda jsou časové řady stacionární nebo nestacionární je provedeno pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu, kdy se testuje existence jednotkových kořenů. Použit byl ten s konstantou a s konstantou a trendem.

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H0: model je nestacionární

H1: model je stacionární

P-hodnota byla u všech časových řad větší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, proto se hypotéza H0 nezamítá, časová řada je nestacionární. Výpočty pro stacionaritu jsou uvedeny v příloze č. 13.

4.2.2.2 Výpočet pružností modelu nezaměstnanosti ve věkové skupině 55-64 let

Tabulka č. 12 Výpočet pružností ve věkové skupině 55-64 let

Proměnná	Pružnost E (%)
Minimální mzda	1,258
Počet volných pracovních míst	- 0,237
Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	0,565

Zdroj: Vlastní zpracování

Minimální mzda

$$E = 10,850 * \frac{8465,192}{73011,789} = 1,258 \%$$

Pokud se zvýší minimální mzda o 1 %, zvýší se počet nezaměstnaných osob o 1,258 %.

Počet volných pracovních míst

$$E = - 0,213 * \frac{81218,308}{73011,789} = - 0,237 \%$$

Pokud se zvýší počet volných pracovních míst o 1 %, sníží se počet nezaměstnaných osob o 0,237 %.

Počet nezaměstnaných osob v předchozím období

$$E = 0,559 * \frac{73605,462}{73011,789} = 0,565 \%$$

Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob v předchozím období o 1 %, zvýší se počet nezaměstnaných osob v současném období o 0,565 %.

Z vypočítaných koeficientů pružnosti lze konstatovat, že nejvyšší elasticita byla zjištěna u minimální mzdy, kdy jednocentní zvýšení této proměnné způsobí 1,258 % změnu v počtu nezaměstnaných osob. Nejnižší elasticita byla zjištěna u počtu volných pracovních míst.

4.2.3 Vyhodnocení výsledků modelu nezaměstnanosti podle věkových skupin

Pro hodnocení statistické významnosti byl použit symbol hvězdičky, který je využíván v systému Gretl. Pokud jsou u proměnné uvedeny tři hvězdičky znamená to, že je daný parametr statisticky významný na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Dvě hvězdičky

znamenaají statistickou významnost na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ a jedna hvězdička znamená, že je parametr významný na hladině významnosti $\alpha = 0,1$.

Proměnná minimální mzda je statisticky významná pouze u věkové skupiny 55-64 let, a to pouze na hladině významnosti $\alpha = 0,1$. Počet volných pracovních míst je významný u obou skupin, ale na jiných hladinách významnosti. Aktivní politika zaměstnanosti je významná pouze u skupiny 15-24 let. Počet nezaměstnaných osob v předchozím období je významný také u obou skupin ale na rozdílných hladinách významnosti. Krize není statisticky významná u žádné ze skupin

Tabulka č. 13 Porovnání výsledků statistické významnosti

Proměnná	Věková skupina	
	15-24	55-64
x_1 Minimální mzda		*
x_2 Počet volných prac. míst	***	**
$X_{3(t-1)}$ Aktivní politika zam.	*	
$x_{4(t-1)}$ Počet nezaměstnaných	*	**

Zdroj: vlastní zpracování

Elasticita byla vypočítána pouze u proměnných, které jsou statisticky významné. Souhrnné výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 14.

Tabulka č. 14 Porovnání výsledků pružností

Proměnná	Věková skupina	
	15-24	55-65
x_1 Minimální mzda		1,258
x_2 Počet volných prac. míst	-0,305	- 0,237
$X_{3(t-1)}$ Aktivní politika zam.	-0,119	
$x_{4(t-1)}$ Počet nezaměstnaných	0,331	0,565
x_5 Krize		

Zdroj: vlastní zpracování

Velmi často diskutovaný a zkoumaný je vliv minimální mzdy na mladé zaměstnance. Důvodem je, že tito lidé nemají pracovní zkušenosti, mohou mít nízký stupeň vzdělání nebo nemají potřebnou kvalifikaci a mohou tak být odměňováni minimální mzdou nebo v případě, kdy firmy musí propouštět, zvolí zaměstnance, kteří jsou v organizaci krátce.

Na základě výsledků této práce, nemá minimální mzda statistický vliv na počet nezaměstnaných osob ve věku 15-24 let. Tento výsledek se shoduje s výsledky zkoumání, které provedli Pavelka, Skála, Čadil (2014). Největší vliv ze statisticky významných proměnných má na počet nezaměstnaných u této věkové skupiny počet nezaměstnaných osob v předchozím období.

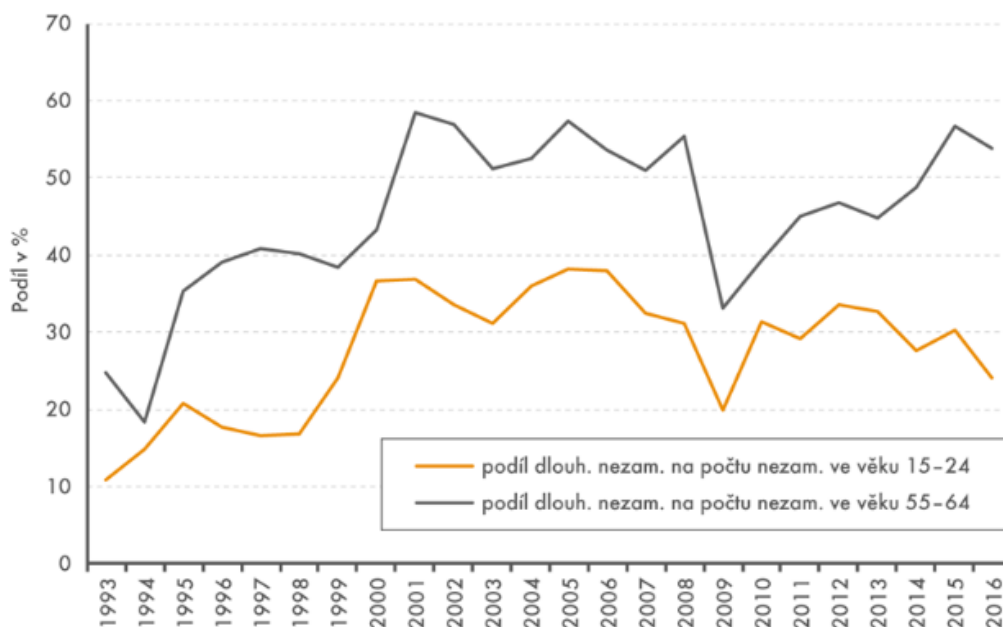
Podobnou hodnotu koeficientu pružnosti jako počet nezaměstnaných v předchozím období má také počet volných pracovních míst. Podle Buchtové, Šmajse a Bolelouckého (2013) byl Robertsem a kol. (1982) proveden výzkum na 551 mladých lidech, kteří byli nezaměstnaní. Výsledky jsou takové, že vysoké procento dávalo přednost nezaměstnanosti před pracovním místem, které by je neuspokojovalo. Tento výsledek výzkumu může souviset i s dlouhodobou nezaměstnaností, kdy si lidé raději budou hledat déle ideální zaměstnání. Vývoj počtu dlouhodobě nezaměstnaných v obou věkových skupinách v letech 1993-2016 je znázorněn na obrázku č. 8.

U věkové skupiny 55-64 let statistický vliv minimální mzdy na nezaměstnanost prokázán byl, pouze však na hladině významnosti $\alpha = 0,1$. Minimální mzda má negativní dopad na počet nezaměstnaných. Příčinou může být, že pokud jsou lidé v tomto věku nezaměstnaní, už si nové zaměstnání hledat nechtějí a k hledání je nemotivuje ani zvýšená částka minimální mzdy. Další příčinou může být, že pokud se zvýší minimální mzda a zaměstnavatel kvůli zvýšeným nákladům musí propouštět, zvolí právě starší zaměstnance.

Je zde také vyšší koeficient pružnosti u počtu nezaměstnaných osob v předchozím období na počet nezaměstnaných osob v současném období v porovnání s věkovou skupinou 15-24. To může být způsobeno, jak je uvedeno výše, že lidé, pokud jsou v předdůchodovém věku, už nové zaměstnání hledat nechtějí a raději stráví tuto dobu, než budou moci odejít do důchodu jako nezaměstnaní. Důležitým problémem je také to, že zaměstnavatelé o takovéto pracovníky nemají zájem. Těšínská (2018) uvedla, že podle odborníků je problém v zaměstnávání osob v předdůchodovém věku jak na straně zaměstnavatelů, tak i uchazečů. Podle Těšínské (2018) uvedla ředitelka úřadu práce Kateřina Sadílková že mezi hlavní obavy zaměstnavatelů patří, že starší lidé se hůře učí novým věcem a obtížněji se adaptují na změny a nedokáží udržet krok s novými technologiemi. Problémem mohou být i cizí jazyky. Podle Těšínské (2018) uvedl Vít Jirásek z Unie zaměstnavatelských svazů, že pokud si mají firmy vybrat mezi 25 letým a 55 letým zvolí spíše mladšího pracovníka, do kterého investují. Osoby ve věku 55 let a více vnímá spousta zaměstnavatelů jako neperspektivní.

I když počet nezaměstnaných osob ve věku 55-64 let poklesl v roce 2017 oproti roku 2016 o 14391 osob, tvoří tato skupina téměř čtvrtinu z celkového počtu nezaměstnaných.

Obrázek č. 8 Podíl dlouhodobě nezaměstnaných na počtu nezaměstnaných ve věkové skupině 15-24 let a 55-64 let



Zdroj: ČSÚ

4.3 Vliv minimální mzdy na nezaměstnanost podle vzdělání

Jako proměnné ovlivňující počet nezaměstnaných osob podle vzdělání byly ponechány stejné proměnné jako u vlivu minimální mzdy na celkový počet nezaměstnaných osob, tedy minimální mzda, počet volných pracovních míst, aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období, počet nezaměstnaných osob v předchozím období a dummy proměnná krize. Časová řada byla z důvodu nedostupných dat zkrácena o tři pozorování a je tedy zkoumána časová řada od roku 2005 do roku 2017. Analýza se týká osob se základním vzděláním, osob se středním odborným vzděláním s výučním listem, osob se středním vzděláním s maturitou a vysokoškolsky vzdělaných osob. Analýza se týká osob se základním vzděláním, osob se středním odborným vzděláním s výučním listem, osob se středním vzděláním s maturitou a vysokoškolsky vzdělaných osob. Úrovně vzdělání jsou určeny podle klasifikace kmenových oborů vzdělání (KKOV).

Počet nezaměstnaných osob je určen podle počtu nezaměstnaných osob, které mají daný stupeň vzdělání. Největší nárůst nezaměstnaných osob v roce 2009 oproti roku 2008 by u osob se středním odborným vzděláním s výučním listem a to o 86 523 osob. Nejmenší nárůst byl ve skupině osob s vysokoškolským vzděláním a to o 9 224 osob. V roce 2010 byl nárůst oproti roku 2008 ještě větší. U skupiny osob se středním odborným vzděláním s výučním listem se zvýšil počet nezaměstnaných o 94 089 osob. V roce 2013 byl počet nezaměstnaných u všech skupin za celé zkoumané období největší. Od roku 2014 počet nezaměstnaných klesá.

4.3.1 Základní vzdělání

Mezi osoby se základním vzděláním patří ti, kteří dokončili devět ročníků základní školy a také ti, kteří absolvovali jednoletou nebo dvouletou přípravu v praktické škole. Podkladová data jsou uvedena v příloze č. 16.

Multikolinearita

Nežádoucí multikolinearita, která znemožňuje oddělení vlivů vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou se v modelu nenachází. Korelace mezi vysvětlovanou proměnnou y a vysvětlující proměnnou x je naopak žádoucí. V modelu se vyskytuje kolinearita mezi vysvětlovanou proměnnou y_1 a vysvětlující proměnnou x_2 , která byla ponechána. Čtvrtý Gauss-Markův předpoklad, tedy že sloupce v matici pozorování X mají být lineárně nezávislé je splněn. Korelační matice je uvedena v příloze č. 19.

4.3.1.1 Odhad parametrů u osob se základním vzděláním

Odhad modelu byl proveden v software Gretl běžnou metodou nejmenších čtverců.

Tabulka č. 15 Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti u osob se základním vzděláním

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	33488,7	30861,2	1,085	0,314	
x ₁ Minimální mzda	6,233	3,042	2,049	0,080	*
x ₂ Počet volných prac. míst	-0,315	0,047	-6,718	0,0003	***
X _{3(t-1)} Aktivní politika zam.	-0,003	0,001	-2,430	0,045	**
x _{4(t-1)} Počet nezaměstnaných	0,6	0,122	4,910	0,002	***
x ₅ Krize	15961,7	8151,10	1,958	0,091	*

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Výsledná rovnice má podobu:

$$y_{1t} = 33488,7x_{0t} + 6,233x_{1t} - 0,315x_{2t} - 0,003x_{3(t-1)} + 0,6x_{4(t-1)} + 15961,7x_{5t}$$

Ekonomická verifikace

$\gamma_{10} = 33488,7$. Konstantu je možné interpretovat: pokud budou všechny ostatní proměnné v modelu rovny nule, potom bude počet nezaměstnaných 33488,7 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{11} = 6,233$. Parametr minimální mzdu je možné interpretovat: pokud se zvýší minimální mzda o jednu korunu, zvýší se počet nezaměstnaných o 6,233 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{12} = -0,315$. Parametr počet volných pracovních je možné interpretovat: pokud se zvýší počet volných pracovních míst o jedno místo, sníží se počet nezaměstnaných 0,315 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{13} = -0,003$. Parametr aktivní politiku zaměstnanosti v předchozím období je možné interpretovat: pokud se zvýší aktivní politika zaměstnanosti v předchozím roce o jednu korunu, sníží se počet nezaměstnaných o 0,003 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{14} = 0,6$. Pokud se zvýší počet nezaměstnaných v předchozím roce o jednu osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v aktuálním období o 0,6 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{15} = 15961,7$. Parametr krizi lze interpretovat tak, že pokud nastane krize, zvýší se počet nezaměstnaných o 15961,7 osob, ceteris paribus.

Statistická verifikace

Statisticky významné byly shledány všechny proměnné v modelu. Počet volných pracovních míst a počet nezaměstnaných osob v předchozím období jsou významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období je významná na hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Proměnné minimální mzda a krize jsou významné na hladině významnosti $\alpha = 0,1$. Hodnota koeficientu determinace vyjadřuje, že vysvětlovaná proměnná je z 97,12 % vyjádřena pomocí vysvětlujících proměnných v modelu.

Ekonometrická verifikace

Model byl testován na autokorelaci, heteroskedasticitu a normalitu reziduí. Podrobnější výsledky jsou uvedeny v příloze č. 4. Podle výsledků v modelu není přítomna autokorelace, heteroskedasticita a rezidua mají normální rozdělení. Testy splňují Gauss-Markovy předpoklady. Podrobnější výsledky jsou uvedeny v příloze č. 20. Všechny testy jsou podrobněji uvedeny v příloze č. 20.

Autokorelace

Ke zjištění přítomnosti autokorelace byl použit Breusch-Godfreyův test. Hladina významnosti byla stanovena na $\alpha = 0,05$.

Hypotézy jsou následující:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota má hodnotu 0,598. Hypotéza H0 nebyla zamítnuta, předpoklad modelu není porušen, autokorelace v modelu není přítomna. Tento výsledek splňuje druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky jsou sériově nezávislé.

Heteroskedasticita

K testování přítomnosti heteroskedasticity byl použit Whiteův test.

Hypotézy jsou stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Podle výsledků Whiteova testu není v modelu přítomna heteroskedasticita. Výsledná p-hodnota testu je 0,205. Na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$ nelze zamítnout nulovou hypotézu H0, v modelu není přítomna heteroskedasticita. Druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky musí mít všechny konstantní a konečný rozptyl je splněn.

Normalita reziduí

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota testu normality reziduí je 0,577 a je tedy vyšší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Hypotézu H0 nelze zamítnout, rezidua mají normální rozdělení.

Stacionarita

Ověření, zda jsou časové řady stacionární nebo nestacionární je provedeno pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu, kdy se testuje existence jednotkových kořenů. Použit byl ten s konstantou a s konstantou a trendem.

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H0: model je nestacionární

H1: model je stacionární

P-hodnota byla u všech časových řad větší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, proto se hypotéza H0 nezamítá, časová řada je nestacionární. Výpočty pro stacionaritu jsou uvedeny v příloze č. 18.

4.3.1.2 Výpočet pružností u osob se základním vzděláním

Tabulka č. 16 Výpočet pružností u osob se základním vzděláním

Proměnná	Pružnost E (%)
Minimální mzda	0,407
Počet volných pracovních míst	- 0,197
Aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období	- 0,108
Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	0,631
Krize	0,009

Zdroj: Vlastní zpracování

Minimální mzda

$$E = 6,233 * \frac{8465,192}{129635,409}$$

Pokud se zvýší minimální mzda o 1 %, zvýší se počet nezaměstnaných osob o 0,407 %.

Počet volných pracovních míst

$$E = -0,315 * \frac{81218,308}{29635,409}$$

Pokud se zvýší počet volných pracovních míst o 1 %, sníží se počet nezaměstnaných osob o 0,197 %.

Aktivní politika zaměstnanosti

$$E = - 0,003 * \frac{4679558,377}{29635,409}$$

Pokud se zvýší aktivní politika zaměstnanosti o 1 %, sníží se počet nezaměstnaných osob o 0,108 %.

Počet nezaměstnaných osob v předchozím období

$$E = 0,6 * \frac{136296,308}{29635,409}$$

Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob v předchozím období o 1 %, zvýší se počet nezaměstnaných osob v současném období o 0,631 %.

Krize

$$E = 15961,7 * \frac{0,077}{0,631}$$

Pokud nastane krize, zvýší se počet nezaměstnaných osob o 0,009 %. Koeficient pružnosti je velmi nízký a jedná se o nepružnou reakci.

Z vypočtených koeficientů pružnosti lze konstatovat, že nejvyšší elasticita byla zjištěna u počtu nezaměstnaných osob v předchozím období, kdy jednocentní zvýšení této proměnné způsobí 0,631 % změnu v počtu nezaměstnaných v současném období. Nejnižší elasticita byla zjištěna po dummy proměnné krize u aktivní politiky zaměstnanosti v předchozím období.

4.3.2 Střední odborné vzdělání s výučním listem

Do skupiny osob se středním odborným vzděláním s výučním listem patří ti, kteří absolvovali tříletý obor s vyučením. Podkladová data jsou uvedena v příloze č. 21.

Multikolinearita

Nežádoucí multikolinearita, která znemožňuje oddělení vlivů vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou se v modelu nenachází. Korelace mezi vysvětlovanou proměnnou y a vysvětlující proměnnou x je naopak žádoucí. V modelu se vyskytuje kolinearita mezi vysvětlovanou proměnnou y1 a vysvětlující proměnnou x2, která byla ponechána. Čtvrtý Gauss-Markův předpoklad, tedy že sloupce v matici pozorování X mají být lineárně nezávislé je splněn. Korelační matice je uvedena v příloze č. 24.

4.3.2.1 Odhad parametrů u osob se středním vzděláním s výučním listem

Odhad modelu byl proveden v software Gretl běžnou metodou nejmenších čtverců.

Tabulka č. 17 Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti u osob se středním odborným vzděláním s výučním listem

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	52705,9	47551,6	1,108	0,304	
x ₁ Minimální mzda	16,122	5,665	2,846	0,025	**
x ₂ Počet volných prac. míst	-0,639	0,112	-5,722	0,001	***
X _{3(t-1)} Aktivní politika zam.	-0,007	0,002	-2,790	0,027	**
x _{4(t-1)} Počet nezaměstnaných	0,391	0,144	2,719	0,030	**
x ₅ Krize	32513	16938,9	1,919	0,096	*

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Výsledná rovnice má podobu:

$$y_{1t} = 52705,9x_{0t} + 16,122 x_{1t} - 0,639x_{2t} - 0,007x_{3(t-1)} + 0,391x_{4(t-1)} + 32513x_{5t}$$

Ekonomická verifikace

$\gamma_{10} = 52705,9$. Konstantu je možné interpretovat: pokud budou všechny ostatní proměnné v modelu rovny nule, potom bude počet nezaměstnaných 52705,9 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{11} = 16,122$. Parametr minimální mzdu je možné interpretovat: pokud se zvýší minimální mzda o jednu korunu, zvýší se počet nezaměstnaných o 16,122 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{12} = - 0,639$. Parametr počet volných pracovních je možné interpretovat: pokud se zvýší počet volných pracovních míst o jedno místo, sníží se počet nezaměstnaných 0,639 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{13} = - 0,007$. Parametr aktivní politiku zaměstnanosti v předchozím období je možné interpretovat: pokud se zvýší aktivní politika zaměstnanosti v předchozím roce o jednu korunu, sníží se počet nezaměstnaných o 0,007 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{14} = 0,391$. Pokud se zvýší počet nezaměstnaných v předchozím roce o jednu osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v aktuálním období o 0,391 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{15} = 32513$. Parametr krizi lze interpretovat tak, že pokud nastane krize, zvýší se počet nezaměstnaných o 32513 osob, ceteris paribus.

Statistická verifikace

Statisticky významné byly shledány všechny proměnné v modelu. Proměnná počet volných pracovních míst je statisticky významná na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Proměnné minimální mzda, aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období a počet nezaměstnaných osob v předchozím období jsou významné na hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Proměnná krize je významná na hladině významnosti $\alpha = 0,1$. Hodnota koeficientu determinace vyjadřuje, že vysvětlovaná proměnná je z 96,78 % vyjádřena pomocí vysvětlujících proměnných v modelu.

Ekonometrická verifikace

Model byl testován na autokorelaci, heteroskedasticitu a normalitu reziduí. Podle výsledků v modelu není přítomna autokorelace, heteroskedasticita a rezidua mají normální rozdělení. Testy splňují Gauss-Markovy předpoklady. Podrobnější výsledky jsou uvedeny v příloze č. 25.

Autokorelace

Ke zjištění přítomnosti autokorelace byl použit Breusch-Godfreyův test. Hladina významnosti byla stanovena na $\alpha = 0,05$.

Hypotézy jsou následující:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota má hodnotu 0,317. Hypotéza H0 nebyla zamítnuta, předpoklad modelu není porušen, autokorelace v modelu není přítomna. Tento výsledek splňuje druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky jsou sériově nezávislé.

Heteroskedasticita

K testování přítomnosti heteroskedasticity byl použit Whiteův test.

Hypotézy jsou stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Podle výsledků Whiteova testu není v modelu přítomna heteroskedasticita. Výsledná p-hodnota testu je 0,199. Na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$ nelze zamítnout nulovou hypotézu H0, v modelu není přítomna heteroskedasticita. Druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky musí mít všechny konstantní a konečný rozptyl je splněn.

Normalita reziduí

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota testu normality reziduí je 0,403 a je tedy vyšší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Hypotézu H0 nelze zamítnout, rezidua mají normální rozdělení.

Stacionarita

Ověření, zda jsou časové řady stacionární nebo nestacionární je provedeno pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu, kdy se testuje existence jednotkových kořenů. Použit byl ten s konstantou a s konstantou a trendem.

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H0: model je nestacionární

H1: model je stacionární

P-hodnota byla u všech časových řad větší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, proto se hypotéza H0 nezamítá, časová řada je nestacionární. Výpočty pro stacionaritu jsou uvedeny v příloze č. 23.

4.3.2.2 Výpočet pružností u osob se se středním vzděláním s výučním listem

Tabulka č. 18 Výpočet pružností modelu nezaměstnanosti u osob se se středním odborným vzděláním s výučním listem

Proměnná	Pružnost E (%)
Minimální mzda	0,745
Počet volných pracovních míst	- 0,283
Aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období	- 0,179
Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	0,416
Krize	0,014

Zdroj: Vlastní zpracování

Minimální mzda

$$E = 16,122 * \frac{8465,192}{183130,510}$$

Pokud se zvýší minimální mzda o 1 %, zvýší se počet nezaměstnaných osob o 0,745 %.

Počet volných pracovních míst

$$E = - 0,639 * \frac{81218,308}{183130,510}$$

Pokud se zvýší počet volných pracovních míst o 1 %, sníží se počet nezaměstnaných osob o 0,283 %.

Aktivní politika zaměstnanosti

$$E = - 0,007 * \frac{4679558,377}{183130,510}$$

Pokud se zvýší aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období o 1 %, sníží se počet nezaměstnaných osob o 0,163 %.

Počet nezaměstnaných osob v předchozím období

$$E = 0,391 * \frac{194637,308}{183130,510}$$

Pokud se zvýší počet nezaměstnaných v předchozím období o 1 %, zvýší se počet nezaměstnaných v současném období o 0,416 %.

Krize

$$E = 32513 * \frac{0,077}{183130,510}$$

Pokud nastane krize, zvýší se počet nezaměstnaných o 0,014 %. Koeficient pružnosti je velmi nízký a jedná se o nepružnou reakci.

Největší změnu ze statisticky významných proměnných na vysvětlovanou proměnnou vyvolá minimální mzda, kdy jednoprocenní změna vyvolá nárůst počtu nezaměstnaných o 0,745 %. Druhá nejnižší elasticita, hned po proměnné krize, byla zjištěna u aktivní politiky v předchozím období, kdy jednoprocenní nárůst vyvolá snížení počtu nezaměstnaných o 0,179 %.

4.3.3 Střední vzdělání s maturitou

Mezi osoby se středním vzděláním s maturitou jsou v této práci zařazeni ti, kteří absolvovali obor s maturitní zkouškou nebo gymnaziální obor. Podkladová data jsou uvedena v příloze č. 26.

Multikolinearita

Nežádoucí multikolinearita, která znemožňuje oddělení vlivů vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou se v modelu nenachází. Korelace mezi vysvětlovanou proměnnou y a vysvětlující proměnnou x je naopak žádoucí. V modelu se vyskytuje kolinearita mezi vysvětlovanou proměnnou y_1 a vysvětlující proměnnou x_2 , která byla ponechána. Čtvrtý Gauss-Markův předpoklad, tedy že sloupce v matici pozorování X mají být lineárně nezávislé je splněn. Korelační matice je uvedena v příloze č. 24.

4.3.3.1 Odhad parametrů u osob se středním vzděláním s maturitou

Odhad modelu byl proveden v software Gretl běžnou metodou nejmenších čtverců.

Tabulka č. 19 Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti u osob se středním vzděláním s maturitou

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	1407,42	15429,7	0,091	0,930	
x ₁ Minimální mzda	10,368	2,351	4,410	0,003	***
x ₂ Počet volných prac. míst	-0,323	0,046	-6,964	0,0002	***
X _{3(t-1)} Aktivní politika zam.	-0,003	0,0009	-3,642	0,008	***
x _{4(t-1)} Počet nezaměstnaných	0,414	0,117	3,547	0,009	***
x ₅ Krize	7746,31	6360,27	1,218	0,263	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Výsledná rovnice má podobu:

$$y_{1t} = 1407,42x_{0t} + 10,368x_{1t} - 0,323x_{2t} - 0,003x_{3(t-1)} + 0,414x_{4(t-1)} + 7746,31x_{5t}$$

Ekonomická verifikace

$\gamma_{10} = 1407,42$. Konstantu je možné interpretovat: pokud budou všechny ostatní proměnné v modelu rovny nule, potom bude počet nezaměstnaných 1407,42 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{11} = 10,368$. Parametr minimální mzdu je možné interpretovat: pokud se zvýší minimální mzda o jednu korunu, zvýší se počet nezaměstnaných o 10,368 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{12} = -0,323$. Parametr počet volných pracovních je možné interpretovat: pokud se zvýší počet volných pracovních míst o jedno místo, sníží se počet nezaměstnaných 0,323 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{13} = -0,003$. Parametr aktivní politiku zaměstnanosti v předchozím období je možné interpretovat: pokud se zvýší aktivní politika zaměstnanosti v předchozím roce o jednu korunu, sníží se počet nezaměstnaných o 0,003 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{14} = 0,414$. Pokud se zvýší počet nezaměstnaných v předchozím roce o jednu osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v aktuálním období o 0,414 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{15} = 7746,31$. Parametr krizi lze interpretovat tak, že pokud nastane krize, zvýší se počet nezaměstnaných o 7746,31 osob, ceteris paribus.

Statistická verifikace

Statisticky významné byly shledány všechny proměnné v modelu kromě krize. Všechny významné parametry byly shledány statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Hodnota koeficientu determinace vyjadřuje, že vysvětlovaná proměnná je z 97,65 % vyjádřena pomocí vysvětlujících proměnných v modelu.

Ekonometrická verifikace

Model byl testován na autokorelaci, heteroskedasticitu a normalitu reziduí. Podle výsledků v modelu není přítomna autokorelace, heteroskedasticita a rezidua mají normální rozdělení. Testy splňují Gauss-Markovy předpoklady. Podrobnější výsledky jsou uvedeny v příloze č. 30.

Autokorelace

Ke zjištění přítomnosti autokorelace byl použit Breusch-Godfreyův test. Hladina významnosti byla stanovena na $\alpha = 0,05$.

Hypotézy jsou následující:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota má hodnotu 0,136. Hypotéza H0 nebyla zamítnuta, předpoklad modelu není porušen, autokorelace v modelu není přítomna. Tento výsledek splňuje druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky jsou sériově nezávislé.

Heteroskedasticita

K testování přítomnosti heteroskedasticity byl použit Whiteův test.

Hypotézy jsou stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Podle výsledků Whiteova testu není v modelu přítomna heteroskedasticita. Výsledná p-hodnota testu je 0,356. Na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$ nelze zamítnout nulovou hypotézu H0, v modelu není přítomna heteroskedasticita. Druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky musí mít všechny konstantní a konečný rozptyl je splněn.

Normalita reziduí

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota testu normality reziduí je 0,774 a je tedy vyšší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Hypotézu H0 nelze zamítnout, rezidua mají normální rozdělení.

Stacionarita

Ověření, zda jsou časové řady stacionární nebo nestacionární je provedeno pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu, kdy se testuje existence jednotkových kořenů. Použit byl ten s konstantou a s konstantou a trendem. Výpočty pro stacionaritu jsou uvedeny v příloze č. 28.

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H0: model je nestacionární

H1: model je stacionární

P-hodnota byla u všech časových řad větší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, proto se hypotéza H0 nezamítá, časová řada je nestacionární.

4.3.3.2 Výpočet pružností u osob se středním vzděláním s maturitou

Tabulka č. 20 Výpočet pružností u osob se středním vzděláním s maturitou

Proměnná	Pružnost E (%)
Minimální mzda	1,020
Počet volných pracovních míst	- 0,305
Aktivní politika zaměstnanosti	- 0,163
Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	0,424

Zdroj: Vlastní zpracování

Minimální mzda

$$E = 10,368 * \frac{8465,192}{86008,959}$$

Pokud se zvýší minimální mzda o 1 %, zvýší se počet nezaměstnaných osob o 1,020 %.

Počet volných pracovních míst

$$E = - 0,323 * \frac{81218,308}{183130,510}$$

Pokud se zvýší počet volných pracovních míst o 1 %, sníží se počet nezaměstnaných osob o 0,305 %.

Aktivní politika zaměstnanosti

$$E = - 0,003 * \frac{4679558,377}{183130,510}$$

Pokud se zvýší aktivní politika zaměstnanosti o 1 %, sníží se počet nezaměstnaných osob o 0,163 %.

Počet nezaměstnaných osob v předchozím období

$$E = 0,414 * \frac{88188,769}{183130,510}$$

Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob v předchozím období o 1 %, zvýší se počet nezaměstnaných osob v současném období o 0,424 %.

V případě osob se středním vzděláním s maturitou je dosaženo nejvyšší elasticity u minimální mzdy, kdy její jednoprocenní zvýšení způsobí nárůst počtu nezaměstnaných osob o 1,020 %. Nejnižší elasticita byla zjištěna u aktivní politiky zaměstnanosti

v předchozím období, kdy jednoprocenní nárůst vyvolá snížení počtu nezaměstnaných o 0,163 %.

4.3.4 Vysokoškolské vzdělání

Do této skupiny jsou zařazeny osoby s vysokoškolským bakalářským vzděláním, vysokoškolským magisterským vzděláním a vysokoškolským doktorským vzděláním. Podkladová data jsou uvedena v příloze č. 31.

Multikolinearita

Nežádoucí multikolinearita, která znemožňuje oddělení vlivů vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou se v modelu nenachází. Korelace mezi vysvětlovanou proměnnou y a vysvětlující proměnnou x je naopak žádoucí. V modelu se vyskytuje kolinearita mezi vysvětlovanou proměnnou y_1 a vysvětlující proměnnou x_4 , která byla ponechána. Čtvrtý Gauss-Markův předpoklad, tedy že sloupce v matici pozorování X mají být lineárně nezávislé je splněn. Korelační matice je uvedena v příloze č. 34.

4.3.4.1 Odhad parametrů u osob s vysokoškolským vzděláním

Odhad modelu byl proveden v software Gretl běžnou metodou nejmenších čtverců.

Tabulka č. 21 Odhad parametrů modelu nezaměstnanosti u osob s vysokoškolským vzděláním

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-14068,4	7747,28	-1,816	0,112	
x_1 Minimální mzda	4,054	1,462	2,774	0,028	**
x_2 Počet volných prac. míst	-0,097	0,024	-4,082	0,005	***
$X_{3(t-1)}$ Aktivní politika zam.	-0,0008	0,0004	-2,235	0,061	*
$x_{4(t-1)}$ Počet nezaměstnaných	0,653	0,130	5,016	0,002	***
x_5 Krize	2328,85	2427,84	0,959	0,369	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Výsledná rovnice má podobu:

$$y_{1t} = -14068,4x_{0t} + 4,054 x_{1t} - 0,097x_{2t} - 0,0008x_{3(t-1)} + 0,653x_{4(t-1)} + 2328,85x_{5t}$$

Ekonomická verifikace

$\gamma_{10} = -14068,4$. Konstantu je možné interpretovat: pokud budou všechny ostatní proměnné v modelu rovny nule, potom bude počet nezaměstnaných -14068,4 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{11} = 4,054$. Parametr minimální mzdy je možné interpretovat: pokud se zvýší minimální mzda o jednu korunu, zvýší se počet nezaměstnaných o 4,054 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{12} = -0,097$. Parametr počet volných pracovních je možné interpretovat: pokud se zvýší počet volných pracovních míst o jedno místo, sníží se počet nezaměstnaných 0,097 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{13} = -0,0008$. Parametr aktivní politiky zaměstnanosti v předchozím období je možné interpretovat: pokud se zvýší aktivní politika zaměstnanosti v předchozím roce o jednu korunu, sníží se počet nezaměstnaných o 0,0008 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{14} = 0,653$. Pokud se zvýší počet nezaměstnaných v předchozím roce o jednu osobu, zvýší se počet nezaměstnaných v aktuálním období o 0,653 osob, ceteris paribus.

$\gamma_{15} = 2328,85$. Parametr krizi lze interpretovat tak, že pokud nastane krize, zvýší se počet nezaměstnaných o 2328,85 osob, ceteris paribus.

Statistická verifikace

Statisticky významné byly shledány všechny proměnné v modelu kromě krize. Proměnné počet volných pracovních míst a počet nezaměstnaných osob v předchozím období byly shledány statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Minimální mzda je významná na hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období je statisticky významný na hladině významnosti $\alpha = 0,1$.

Hodnota koeficientu determinace vyjadřuje, že vysvětlovaná proměnná je z 97,55 % vyjádřena pomocí vysvětlujících proměnných v modelu.

Ekonometrická verifikace

Model byl testován na autokorelaci, heteroskedasticitu a normalitu reziduí. Podle výsledků v modelu není přítomna autokorelace, heteroskedasticita a rezidua mají normální

rozdělení. Testy splňují Gauss-Markovy předpoklady. Podrobnější výsledky jsou uvedeny v příloze č. 35.

Autokorelace

Ke zjištění přítomnosti autokorelace byl použit Breusch-Godfreyův test. Hladina významnosti byla stanovena na $\alpha = 0,05$.

Hypotézy jsou následující:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota má hodnotu 0,918. Hypotéza H0 nebyla zamítnuta, předpoklad modelu není porušen, autokorelace v modelu není přítomna. Tento výsledek splňuje druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky jsou sériově nezávislé.

Heteroskedasticita

K testování přítomnosti heteroskedasticity byl použit Whiteův test.

Hypotézy jsou stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Podle výsledků Whiteova testu není v modelu přítomna heteroskedasticita. Výsledná p-hodnota testu je 0,236. Na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$ nelze zamítnout nulovou hypotézu H0, v modelu není přítomna heteroskedasticita. Druhý Gauss-Markův předpoklad, že náhodné složky musí mít všechny konstantní a konečný rozptyl je splněn.

Normalita reziduí

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H0: předpoklad modelu není porušen

H1: předpoklad modelu je porušen

Výsledná p-hodnota testu normality reziduí je 0,976 a je tedy vyšší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Hypotézu H_0 nelze zamítnout, rezidua mají normální rozdělení.

Stacionarita

Ověření, zda jsou časové řady stacionární nebo nestacionární je provedeno pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu, kdy se testuje existence jednotkových kořenů. Použit byl ten s konstantou a s konstantou a trendem.

Hypotézy byly stanoveny následovně:

H_0 : model je nestacionární

H_1 : model je stacionární

P-hodnota byla u všech časových řad větší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, proto se hypotéza H_0 nezamítá, časová řada je nestacionární. Výpočty pro stacionaritu jsou uvedeny v příloze č. 33.

4.3.4.2 Výpočet pružností u osob s vysokoškolským vzděláním

Tabulka č. 22 Výpočet pružností u osob s vysokoškolským vzděláním

Proměnná	Pružnost E (%)
Minimální mzda	1,371
Počet volných pracovních míst	- 0,315
Aktivní politika zaměstnanosti	- 0,150
Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	0,648

Zdroj: Vlastní zpracování

Minimální mzda

$$E = 4,054 \cdot \frac{8465,192}{25035,844}$$

Pokud se zvýší minimální mzda o 1 %, zvýší se počet nezaměstnaných osob o 1,371 %.

Počet volných pracovních míst

$$E = - 0,097 \cdot \frac{81218,307}{25035,844}$$

Pokud se zvýší počet volných pracovních míst o 1 %, sníží se počet nezaměstnaných osob o 0,315 %.

Aktivní politika zaměstnanosti

$$E = -0,0008 * \frac{4679558,377}{25035,844}$$

Pokud se zvýší aktivní politika zaměstnanosti o 1 %, sníží se počet nezaměstnaných osob o 0,150 %.

Počet nezaměstnaných osob v předchozím období

$$E = 0,653 * \frac{24852,769}{25035,844}$$

Pokud se zvýší počet nezaměstnaných osob v předchozím období o 1 %, zvýší se počet nezaměstnaných osob v současném období o 0,648 %.

Z výsledků vypočítaných pružností lze konstatovat, že jednoprocenní změna proměnné minimální mzda vyvolá nárůst počtu nezaměstnaných osob o 1,371 % a jedná se tak o nejvyšší elasticitu. Nejnižší elasticita byla zjištěna u aktivní politiky zaměstnanosti v předchozím období, kdy jednoprocenní nárůst vyvolá snížená počtu nezaměstnaných osob o - 0,150 %.

4.3.5 Vyhodnocení výsledků modelu nezaměstnanost podle vzdělání

Pro hodnocení statistické významnosti byl použit symbol hvězdičky, který je využívaný v systému Gretl. Pokud jsou u proměnné uvedeny tři hvězdičky znamená to, že je daný parametr statisticky významný na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Dvě hvězdičky znamenají statistickou významnost na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ a jedna hvězdička znamená, že je parametr významný na hladině významnosti $\alpha = 0,1$.

Tabulka č. 23 Porovnání výsledků statistické významnosti

Proměnná	Vzdělání			
	Základní	Střední odborné s výučním listem	Střední s maturitou	Vysokoškolské
x ₁ MM	*	**	***	**
x ₂ PVM	***	***	***	***
x _{3(t-1)} APZ	**	**	***	*
x _{4(t-1)} PN	***	**	***	***
x ₅ Krize	*	*		

V tabulce č. 23 je patrné, že minimální mzda má statistický vliv u všech stupňů vzdělání na různých hladinách významnosti. Na nejvyšší hladině významnosti $\alpha=0,01$ je minimální mzda statisticky významná u středního vzdělání s maturitou. Na hladině významnosti $\alpha=0,05$ byla zjištěna významnost u středního odborného vzdělání s výučním listem a u vysokoškolského vzdělání. Nejmenší hladina významnosti je u základního vzdělání. Počet volných pracovních míst je statisticky významný na hladině významnosti $\alpha=0,01$ u všech úrovních vzdělání. Aktivní politika zaměstnanosti je statisticky významná na různých hladinách významnosti také u všech úrovních vzdělání. Počet nezaměstnaných osob je statisticky významný na hladině významnosti $\alpha=0,01$ u základního vzdělání, středního vzdělání s maturitou a vysokoškolského vzdělání. Na hladině významnosti $\alpha=0,05$ je tato proměnná významná u středního odborného vzdělání s výučním listem.

Tabulka č. 24 Porovnání výsledků pružnosti

Proměnná	Vzdělání			
	Základní	Střední odborné s výučním listem	Střední s maturitou	Vysokoškolské
x ₁ Minimální mzda	0,407	0,745	1,020	1,371
x ₂ Počet volných prac. míst	- 0,197	- 0,283	- 0,305	- 0,315
x _{3(t-1)} Aktivní politika zam.	- 0,108	- 0,179	- 0,163	- 0,150
x _{4(t-1)} Počet nezaměstnaných	0,631	0,416	0,424	0,648
x ₅ Krize	0,009	0,014		

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

U osob se základním vzděláním má největší vliv na počet nezaměstnaných počet nezaměstnaných v předchozím období. Další významný vliv má minimální mzda. Počet volných pracovních míst, aktivní politika zaměstnanosti a krize mají nízký koeficient a jedná

se tak o nepružnou reakci. Nízký koeficient pružnosti je možné vysvětlit tím, že nabídka práce, na kterou stačí základní vzdělání je nízká a lidé by si tak nemohli vybírat ani kdyby byla celková nabídka větší.

U všech dalších stupňů vzdělání vyšla jako proměnná s největší elasticitou minimální mzda a po ní následuje počet volných pracovních míst v předchozím období. Nejmenší koeficient pružnosti je u všech stupňů včetně základního vzdělání u aktivní politiky zaměstnanosti v předchozím období.

Proměnná počet volných pracovních míst je statisticky významná na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ u všech modelů. Největší elasticita byla zjištěna u vysokoškoláků, následně u osob s maturitou, dále u osob s výučním listem a nejméně má vliv počet volných pracovních míst u základního vzdělání. Nízký koeficient pružnosti u základního vzdělání je možné vysvětlit tím, že nabídka práce, na kterou stačí základní vzdělání je nízká a lidé by si tak nemohli vybírat ani kdyby byla celková nabídka větší. Naopak osoby s vysokou školou mohou vybírat mezi všemi nabídkami, ale je pro ně důležité najít si zaměstnání, které jim bude vyhovovat, což je více pravděpodobné, pokud bude větší nabídka.

Krise je významná u základního vzdělání a u osob s výučním listem, ale jedná se o nepružnou reakci, jelikož koeficient je velmi nízký.

Závěr

Minimální mzda je velmi diskutované téma a má mnoho zastánců a odpůrců. Je to bezesporu silné politické téma, zejména před volbami. V České republice je minimální mzda stanovena na 12 200 Kč. Jedná se o čtvrtou nejnižší minimální mzdu v rámci EU.

Podle internetové stránky Ceskenoviny (2018) předložilo Ministerstvo práce návrh vládního nařízení na zvýšení minimální mzdy pro rok 2019. Avizované zvýšení by mělo být o 1500 Kč, což je nárůst o 12,3 %.

Od roku 2015 dochází k pravidelnému zvyšování minimální mzdy, přesto má ČR jednu z nejnižších mezd v Evropské Unii.

Primárně by minimální mzda měla sloužit jako ochrana pro pracovníky před nízkými mzdami. Zvyšování, ale představuje velké náklady pro zaměstnavatele, a to z důvodu velkého zdanění práce. Česká republika je podle České televize (2017) na osmém místě ze zemí OECD co se týče daňového zatížení mezd. Průměrné zdanění práce v celé OECD je 36 %, v České republice je to 43 %. Nejvyšší daňové zatížení mezd je v Belgii, a to 54 %. Práce je důležitou součástí člověka, která mu dává nejen materiální stránku a možnost se realizovat, ale získává díky ní také důležité sociální vazby. Nedobrovolná ztráta zaměstnání může mít negativní sociální, zdravotní i psychologické následky.

Cílem této diplomové práce je analýza, zda minimální mzda ovlivňuje nezaměstnanost a pokud ano, tak v jaké míře. Dílčím cílem je pak zjištění vlivu minimální mzdy na nezaměstnanost mladistvých (15-24 let) a starších pracovníků (55-64 let). U nezaměstnanosti mladých lidí se předpokládá, že tito lidé nebudou mít dostatečnou praxi nebo budou mít nedostatečnou kvalifikaci a zaměstnavatelé dají raději příležitost starším zaměstnancům s pracovními zkušenostmi. Dalším dílčím cílem je zjištění vlivu minimální mzdy na nezaměstnanost osob podle vzdělání. Analýza se týkala osob se základním vzděláním, středním odborným vzděláním s výučním listem, středním vzděláním s maturitou a vysokoškolským vzděláním.

Dle dosažených výsledků je možné konstatovat, že zvýšení minimální mzdy nemá vliv na celkový počet nezaměstnaných osob. Na celkovou nezaměstnanost má největší vliv počet nezaměstnaných osob v předchozím období.

Výsledky ekonometrické analýzy prokázaly, že vliv minimální mzdy je u nezaměstnanosti mladých osob nesignifikantní. Největší vliv na nezaměstnanost u této skupiny osob má počet nezaměstnaných osob v předchozím období a počet volných

pracovních míst. Pokud bude velký počet volných pracovních míst a na trhu práce nebude dostatek kvalifikovaných osob, dá se předpokládat, že zaměstnavatelé budou ochotni přijmout i osoby s nižší kvalifikací nebo bez praxe. A na druhou stranu, jak je uvedeno výše, průzkum provedený Robertsem a kol. (1982) ukázal, že tito lidé dávají přednost nezaměstnanosti před pracovním místem, které by je neuspokojovalo.

Výsledky vlivu modelu nezaměstnanosti ve věkové skupině 55-64 let prokázaly, že na tyto osoby minimální mzda vliv má, a to na hladině významnosti $\alpha=0,1$. Vyšší koeficient než i věkové skupiny 15-24 let je u počtu nezaměstnaných osob v předchozím období, z toho vyplývá větší riziko dlouhodobé nezaměstnanosti.

Z výsledků vlivu minimální mzdy na nezaměstnanost osob podle stupně vzdělání vyplývá, že minimální mzda má vliv na všechny stupně vzdělání kromě základního vzdělání. Největší nárůst nezaměstnaných osob je u středního odborného vzdělání s výučním listem.

Výsledky modelu nezaměstnanosti podle věkových skupin prokázaly, že minimální mzda má vliv na nezaměstnanost ve všech zkoumaných stupních vzdělání. Tendenci k dlouhodobé nezaměstnanosti mají podle výsledků zejména osoby s vysokoškolským a základním vzděláním.

Do modelů nebyly zahrnuty i jiné důležité faktory, které ovlivňují nezaměstnanost jako například sociální podpora nebo ekonomická situace státu.

Seznam použitých zdrojů

- Amlinger M., Bispinck R. and Schulten T., 2016. *The german minimum wage: experiences and perspectives after one year* [online]. WSI Report No. 28e, 1/2016. Duesseldorf: Setzkasten GmbH, [cit. 27.10.2017]. Dostupné z: https://www.boeckler.de/pdf/p_wsi_report_28_e_2016.pdf. ISSN 2366-7079
- Barošová M., 2005. *Mechanizmy úpravy minimální mzdy*. [online]. Bratislava: Stredisko pre štúdium práce a rodiny, [cit. 24.08.2017], Dostupné z: <http://www.ceit.sk/IVPR/images/IVPR/bulletin/Bulletin-01-2005.pdf>
- Baštýř I., 2007. *Porovnání úrovně, vývoje a postavení minimálních mezd a minimálních nákladů práce ve státech Evropské unie* [online]. Praha: Výzkumný ústav práce a sociálních věcí, [cit. 21.08.2017]. Dostupné z: http://praha.vupsv.cz/Fulltext/vz_248.pdf
- Baštýř I., 2005. *Vybrané aktuální problémy uplatňování minimální mzdy v ČR: dílčí analýzy* [online]. Praha: Výzkumný ústav práce a sociálních věcí, [cit. 19.08.2017]. Dostupné z: http://praha.vupsv.cz/Fulltext/vz_165.pdf
- Buchtová B., Šmajš J., Boleloucká Z., 2013. *Nezaměstnanost*. 2. přepracované a aktualizované vydání. Praha: Grada, ISBN: 978-80-247-4282-3.
- Cevárová D., Chmelíková T., 2018. *Minimální mzda v ČR a praxe v evropských státech* [online]. Institut pro politiku a společnost. [cit. 04.07.2018]. Dostupné z: <https://www.politikaspolecnost.cz/wp-content/uploads/2018/09/Minim%C3%A1ln%C3%AD-mzda-IPPS.pdf>
- Cipra T., 1986. *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. 1. vydání. Praha: Státní nakladatelství technické literatury.
- Česká televize, 2017. *Daňové zatížení mezd je v Česku osmé nejvyšší ze zemí OECD* [online]. [cit. 04.07.2018]. Dostupné z: <https://ct24.ceskatelevize.cz/ekonomika/2084490-danove-zatizeni-mezd-je-v-cesku-osme-nejvyssi-ze-zemi-oecd>
- České noviny, 2018. *MPSV předložilo avizovaný návrh na růst minimální mzdy o 1500 Kč* [online]. [cit. 03.11.2018]. Dostupné z: <https://www.ceskenoviny.cz/zpravy/mpsv-predlozilo-avizovany-navrh-na-rust-minimalni-mzdy-o-1500-kc/1656852>
- Český statistický úřad, 2018. *Hrubý domácí produkt (HDP) – Metodika* [online]. [cit. 15.10.2018]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/hruby_domaci_produk_t_-hdp-
- Český statistický úřad, 2018. *Inflace, míra inflace – Metodika* [online]. [cit. 15.10.2018]. https://www.czso.cz/csu/czso/kdyz_se_rekne_inflace_resp_mira_inflace
- Český statistický úřad, 2018. *Průměrná roční míra inflace v letech 1994 – 2017* [online]. [cit. 15.10.2018]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/2-inflace_1994_
- Český statistický úřad, 2018. *Struktura uchazečů o zaměstnání v evidenci úřadu práce - podle vzdělání, věku a délky nezaměstnanosti (stav k 31. 12.)* [online]. [cit. 02.02.2018].

Dostupné z: https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/index.jsf?page=vystup-objekt&pvo=ZAM10&z=T&f=TABULKA&katalog=30853&str=v172&c=v3~3__RP2017&v=v166__null__null__null

Eurofound, 2017. Austria: Social partners agree on €1,500 monthly minimum wage for all sectors [online]. [cit. 08.11.2018]. Dostupné z: <https://www.eurofound.europa.eu/publications/article/2017/austria-social-partners-agree-on-eu1500-monthly-minimum-wage-for-all-sectors>

Eurostat, 2017. *Statistika minimálních mezd* [online]. [cit. 26.10.2017]. Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Minimum_wage_statistics/cs&oldid=147166

Fialová K., 2007. *Minimální mzda: Minimální mzda: vývoj a ekonomické souvislosti v České republice* [online]. IES Working Paper: 12/2007. Praha: Institut ekonomických studií Fakulta sociálních věd, Univerzita Karlova v Praze. Dostupné z: https://www.researchgate.net/profile/Kamila_Fialova/publication/313038402_Minimalni_mzda_vyvoj_a_ekonomicke_souvislosti_v_Ceske_republice/links/588e584ba6fdcc8e63cac49c/Minimalni-mzda-vyvoj-a-ekonomicke-souvislosti-v-Ceske-republice.pdf?origin=publication_detail

Duspivová K., Fischer J., Matějka M., 2015. *Vliv minimální mzdy na zaměstnanost v České republice*, Ekonomická studie pro ASO, [online], Dostupné z: http://www.siteadvisor.com/restricted.html?domain=https:%2F%2Fipodpora.odbory.info%2Fdms%2Ffile%2Fh%2F0ab406b8be9d89a6&originalURL=1807221974&pip=false&premium=false&client_uid=3370761808&client_ver=4.0.7.208&client_type=IEPlugin&suite=true&aff_id=662-193&locale=cs_CZ&ui=1&os_ver=6.3.0.0

Fric K., 2017. *Statutory minimum wages in the EU 2017* [online]. Eurofound, Dublin: Eurofound, [cit. 16.08.2017]. Dostupné z: <https://www.eurofound.europa.eu/sites/default/files/ef1703en.pdf>

Fischer J., Hindls, R., Hronová, S., Seger, J., 2007. *Statistika pro ekonomy*. 8. vydání. Praha: Professional Publishing, ISBN 978-80-86946-43-6.

Hrabcová D., 2008. *Sociální dialog-vyjednávání v teorii a praxi*. 1. vydání. Brno: Doplněk, ISBN 978-80-210-4773-0.

Kurzy, 2017. *Co je základní nepodmíněný příjem a jak by vypadal v ČR?* [online]. [cit. 18.08.2017]. Dostupné z: <https://www.kurzy.cz/zpravy/416333-co-je-zakladni-nepodminen-y-prijem-a-jak-by-vypadal-v-cr/>

Krausová L., 2017. *Slevy na dani – jaké jsou a co pro nás znamenají?* [online]. [cit. 17.02.2018]. Dostupné z: <http://vysvetlovník.cz/slevy-na-dani/>

Kučerová D., 2018. *Slevy na dani za rok 2017 a změny pro rok 2018* [online]. [cit. 17.02.2018]. Dostupné z: <https://www.podnikatel.cz/clanky/slevy-na-dani-za-rok-2017-a-zmeny-pro-rok-2018/>

Minimalnamzda.sk, 2018. *Minimálna mzda na Slovensku: Rok: 1993 – 2018* [online]. [cit. 18.02.2018]. Dostupné z: <http://www.minimalnamzda.sk/minimalna-mzda-historia.php>

Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR, 2012. *Aktivní politika zaměstnanosti a zákon č. 435/2004 Sb., o zaměstnanosti* [online]. Dostupné z:

<https://portal.mpsv.cz/sz/zamest/dotace/apz>

Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR, 2009. *Minimální a zaručená mzda* [online]. [cit. 18.09.2017]. Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/cs/7667>

Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR, 2017. *Minimální mzda od 1. ledna 2018* [online]. [cit. 21.01.2018]. Dostupné z:

https://www.mpsv.cz/files/clanky/32299/Minimalni__mzda_od_1.1.2018.pdf

Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR, 2017. *Přehled o vývoji částek minimální mzdy: Vývoj minimální mzdy od jejího zavedení v roce 1991* [online]. [cit. 06.11.2017]. Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/cs/871>

Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR, 2006, aktualizace 2018. *Polsko životní a pracovní podmínky* [online]. EURES. [cit. 08.11.2018]. Dostupné z: <https://www.eurofound.europa.eu/publications/article/2017/austria-social-partners-agree-on-eu1500-monthly-minimum-wage-for-all-sectors>

Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR, 2005. *Směrnice Evropského parlamentu a Rady 96/71/ES ze dne 16. prosince 1996 o vysílání pracovníků v rámci poskytování služeb* [online]. Dostupné z: http://www.mpsv.cz/files/clanky/1415/sr_1996_071.pdf

Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR, 2005. *Úmluva č. 26 o zavedení metod stanovení minimálních mezd* [online]. [cit. 11.12.2017]. Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/files/clanky/1169/026.pdf>

Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR, 2005. *Úmluva Mezinárodní organizace práce č. 99 o metodách stanovení minimálních mezd v zemědělství* [online]. [cit. 11.12.2017]. Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/files/clanky/1176/099.pdf>

Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR, 2018. *Výdaje na státní politiku zaměstnanosti* [online]. [cit. 03.04.2018]. Dostupné z: <https://portal.mpsv.cz/sz/stat/vydaje>

Ministerstvo práce, sociálních věcí a rodiny Slovenskej republiky, 2018. *Minimálne mzdové nároky*, [online]. [cit. 18.02.2018]. Dostupné z: <https://www.employment.gov.sk/sk/praca-zamestnanost/vztah-zamestnanca-zamestnavateľa/odmenovanie/minimalne-mzdove-naroky/>

Ministerstvo vnitra České republiky, 2016. *Narizení vlády 336/2016 Sb., kterým se mění narizení vlády č. 567/2006 Sb.*, [online]. [cit. 19.08.2017]. Dostupné z: http://aplikace.mvcr.cz/sbirka-zakonu/SearchResult.aspx?q=336/2016%20&typeLaw=zakon&what=Cislo_zakona_smlouvy

Ministerstvo vnitra České republiky, 2016. *Nariženi vlády 337/2016 Sb., kterým se mění nariženi vlády č. 567/2006 Sb.* [online]. [cit. 19.08.2017]. Dostupné z: http://aplikace.mvcr.cz/sbirka-zakonu/SearchResult.aspx?q=337/2016%20&typeLaw=zakon&what=Cislo_zakona_smlouvy

Mynářová T., Spáčil P., 2016. *Problémy zaměstnanostimladých osobna českém trhu práce* [online]. Trexima. [cit. 15.10.2018]. Dostupné z: https://ipodpora.odborny.info/soubory/dms/wysiwyg_uploads/013c67c033b59c8c/uploads/S_TUDIE_ASO_MLADI_2016.pdf

Národní ústav pro vzdělávání, 2018. *Orientace ve vzdělávací soustavě oborů vzdělání středních škol* [online]. [cit. 25.07.2018]. Dostupné z: <http://www.infoabsolvent.cz/Rady/Clanek/7-4-14>

Le site officiel de l'administration française, 2017. *Salair minimum de croissance* [online]. [cit. 16.09.2017]. Dostupné z: <https://www.service-public.fr/particuliers/vosdroits/F2300>

Odbor analýz a informací Úřadu vlády České republiky, 2014. *Vliv minimální mzdy na nezaměstnanost v ČR* [online]. [cit. 10.07.2017]. Dostupné z: <https://www.vlada.cz/assets/media-centrum/aktualne/VLIV-MINIMALNI-MZDY-NA-NEZAMESTNANOST-V-CR.pdf>

Körner O., Pícl M., 2016. *Vliv minimální mzdy na nezaměstnanost* [online]. [cit. 13.02.2018]. Dostupné z: <https://www.vlada.cz/assets/media-centrum/aktualne/minimalni-mzda.pdf>

Čadil J., Pavelka T., Skála M., 2014. *Selected issues of the minimum wage in the czech republic* [online]. [cit. 14.02.2018]. Dostupné z: https://dspace.tul.cz/bitstream/handle/15240/7132/EM_04_14_3.pdf?sequence=1&isAllowed=y

Polandin, 2018. *Poland's minimum wage for 2019 raised by 7.1 percent* [online]. [cit. 08.11.2018]. Dostupné z: <https://polandin.com/38941414/polands-minimum-wage-for-2019-raised-by-71-percent>

Schulten T., 2014. *Minimum Wage Regimes in Europe, Berlin* [online]. Friedrich-Ebert-Stiftung. Berlin. [cit. 16.08.2017]. Dostupné z: <http://library.fes.de/pdf-files/id-moe/10558.pdf>. ISBN 978-3-86498-806-6.

Trexima, 2015. *Prognóza vlivu kolektivního vyjednávání a zvyšování minimální mzdy na zaměstnanost* [online]. [cit. 30.10.2017]. Dostupné z: <https://ipodpora.odborny.info/dms/file/h/c855c5c1b8387e18>

Úřad vlády České republiky – Odbor analýz a informací, 2014. *Vliv minimální mzdy na nezaměstnanost v ČR* [online]. [cit. 29.08.2017]. Dostupné z: <https://www.vlada.cz/assets/media-centrum/aktualne/VLIV-MINIMALNI-MZDY-NA-NEZAMESTNANOST-V-CR.pdf>

Velvyslanectví České republiky v Rakousku, 2017. *Práce v Rakousku: Informace pro české OSVČ a vysílající firmy* [online]. [cit. 16.08.2017]. Dostupné z: https://www.mzv.cz/file/1539796/Zamestnavani_obcanu_CR_v_Rakousku.pdf

Veselíková M., 2018. *Minimální mzda 2019. Poroste o 1500, nebo o 800 korun?* [online]. [cit. 21.09.2018]. Dostupné z: <https://www.penize.cz/mzda-a-plat/338138-minimalni-mzda-2019-poroste-o-1500-nebo-o-800-korun>

Vokáč M., 2018. *Další zvýšení německé minimální mzdy od 1.1.2019* [online]. [cit. 02.11.2018]. Dostupné z: <https://www.exportdosrn.cz/article/dalsi-zvyseni-nemecke-minimalni-mzdy-od-1-1-2019/>

Wageindicator, 2018. *Minimum Wage in Poland - Frequently Asked Questions* [online]. [cit. 08.11.2018]. Dostupné z: <https://wageindicator.org/salary/minimum-wage/poland/minimum-wages-faq>

Zákon č. 262/2006 Sb., 2006. *Zákoník práce - Část VI. - Hlava 1 - Obecná ustanovení o mzdě, platu a odměně z dohod* [online]. [cit. 19.08.2017]. Dostupné z: <http://business.center.cz/business/pravo/zakony/zakonik-prace/cast6hl.aspx>

Přílohy

Příloha č. 1 Podkladová data pro celkový počet nezaměstnaných

Rok	Proměnné					
	Počet nezaměstnaných osob	Minimální mzda	Počet volných pracovních míst	Aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období	Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	Krize
2002	514 435	5 700	40 651	4 063 277	461 923	0
2003	542 420	6 200	40 188	3 483 250	514 435	0
2004	541 675	6 700	51 203	3 274 160	542 420	0
2005	510 416	7 185	52 164	3 939 856	541 675	0
2006	448 545	7 762,5	93 425	4 027 853	510 416	0
2007	354 878	8 000	141 066	5 300 675	448 545	0
2008	352 250	8 000	91 189	5 673 321	354 878	0
2009	539 136	8 000	30 927	6 131 729	352 250	1
2010	561 551	8 000	30 803	4 953 467	539 136	0
2011	508 451	8 000	35 784	6 171 493	561 551	0
2012	545 311	8 000	34 893	3 815 885	508 451	0
2013	596 833	8 500	35 178	2 451 117	545 311	0
2014	541 914	8 500	58 739	4 251 090	596 833	0
2015	453 118	9 200	102 545	6 386 632	541 914	0
2016	381 373	9 900	132 496	9 668 796	453 118	0
2017	280 620	11 000	216 629	6 860 879	381 373	0
Průměr	479 557,9	8 040,469	74 242,5	5 028 342,5	490 889,3	0,0625

Příloha č. 2 Odhad parametrů modelu BMNČ

Model 4: OLS, za použití pozorování 2002–2017 (T = 16)

Závisle proměnná: y1pocet_nezamestnanych

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	273913	83838,5	3,267	0,0085	***
x1minimalni_mzda	11,8806	9,98207	1,190	0,2615	
x2pocet_volnych_~	-1,24240	0,263523	-4,715	0,0008	***
x3aktivni_politi~	-0,00853381	0,00551875	-1,546	0,1531	
x4pocet_nezamest~	0,478003	0,149113	3,206	0,0094	***
x5krize	71274,5	41766,6	1,706	0,1187	

Střední hodnota závisle proměnné 479557,9
 Sm. odchylka závisle proměnné 91535,44
 Součet čtverců reziduí 6,91e+09
 Sm. chyba regrese 26278,55
 Koeficient determinace 0,945054
 Adjustovaný koeficient determinace 0,917582
 F(5, 10) 34,39964
 P-hodnota (F) 5,48e-06
 Logaritmus věrohodnosti -181,7671
 Akaikovo kritérium 375,5342
 Schwarzovo kritérium 380,1698
 Hannan-Quinnovo kritérium 375,7716
 rho (koeficient autokorelace) 0,298115
 Durbin-Watsonova statistika 1,263883

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 2 (x1minimalni_mzda)

Příloha č. 3 Stacionarita

y_1 – počet nezaměstnaných osob

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro y_1 pocet_nezamestnanych
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 12
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)y1pocet_nezamestnanych
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,02141
testovací statistika: tau_c(1) = -2,19862
asymptotická p-hodnota 0,2069
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,131
zpožděné diference: F(3, 7) = 3,047 [0,1016]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)y1pocet_nezamestnanych
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,973125
testovací statistika: tau_ct(1) = -1,8005
asymptotická p-hodnota 0,7048
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,124
zpožděné diference: F(3, 6) = 2,365 [0,1701]
```

x_1 – minimální mzda

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x_1 minimalni_mzda
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 13
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)x1minimalni_mzda
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,171576
testovací statistika: tau_c(1) = 1,50637
asymptotická p-hodnota 0,9994
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,027
zpožděné diference: F(2, 9) = 2,795 [0,1137]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)x1minimalni_mzda
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,40843
testovací statistika: tau_ct(1) = -1,70406
asymptotická p-hodnota 0,7498
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,226
zpožděné diference: F(2, 8) = 7,944 [0,0126]
```

x_2 – počet volných pracovních míst

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x_2 pocet_volnych_pracovnich_mis
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 14
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x2pocet_volnych_pracovnich_mis
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,270868
testovací statistika: tau_c(1) = -0,869064
asymptotická p-hodnota 0,7985
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,070
```

```
s konstantou a trendem
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x2pocet_volnych_pracovnich_mis
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,302689
testovací statistika: tau_ct(1) = -0,993961
asymptotická p-hodnota 0,9433
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,058
```

X3 – aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x3aktivni_politika_zamestnanos
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 14
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x3aktivni_politika_zamestnanos
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,729597
testovací statistika: $\tau_c(1) = -1,93701$
asymptotická p-hodnota 0,3154
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,009

s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x3aktivni_politika_zamestnanos
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -4,60529
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -3,52769$
asymptotická p-hodnota 0,03643
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,088
zpožděné diference: $F(3, 6) = 4,874 [0,0476]$

X4 – počet nezaměstnaných osob v předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x4pocet_nezamestnanых_zpocden
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 12
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x4pocet_nezamestnanых_zpocden
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,01835
testovací statistika: $\tau_c(1) = -2,5061$
asymptotická p-hodnota 0,1139
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,171
zpožděné diference: $F(3, 7) = 3,183 [0,0938]$

s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x4pocet_nezamestnanых_zpocden
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,105
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -2,42973$
asymptotická p-hodnota 0,3639
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,279
zpožděné diference: $F(3, 6) = 2,974 [0,1187]$

Příloha č. 4 Multikolinearita

	y1	X1	X2	X3(t-1)	X4(t-1)	X5
y1	1					
X1	-0,56859	1				
X2	-0,92398	0,70709	1			
X3(t-1)	-0,59305	0,764474	0,615656	1		
X4(t-1)	0,614307	-0,23721	-0,44837	-0,21414	1	
X5	0,173567	-0,00828	-0,21973	-0,09145	-0,49298	1

Příloha č. 5 Autokorelace, Heteroskedasticita, Normalita reziduí

Autokorelace

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 2002-2017 (T = 16)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	32815,0	86796,4	0,3781	0,7141
x1minimalni_mzda	1,95619	9,92964	0,1970	0,8482
x2pocet_volnych_~	-0,103948	0,273039	-0,3807	0,7123
x3aktivni_politi~	0,000375239	0,00542217	0,06920	0,9463
x4pocet_nezamest~	-0,0853307	0,163123	-0,5231	0,6135
x5krize	1460,39	40983,9	0,03563	0,9724
uhat_1	0,482197	0,408249	1,181	0,2678

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,134206

Testovací statistika: LMF = 1,395082,
 s p-hodnotou = P(F(1,9) > 1,39508) = 0,268

Alternativní statistika: TR² = 2,147296,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 2,1473) = 0,143

Ljung-Box Q' = 1,48729,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 1,48729) = 0,223

Heteroskedasticita

Whiteův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2002-2017 (T = 16)
 Závisle proměnná: uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	8,41055e+09	8,51010e+09	0,9883	0,3612
x1minimalni_mzda	948066	1,68439e+06	0,5629	0,5939
x2pocet_volnych_~	-11910,1	14078,4	-0,8460	0,4300
x3aktivni_politi~	72,3592	399,080	0,1813	0,8621
x4pocet_nezamest~	-40521,3	30908,1	-1,311	0,2378
x5krize	-1,70759e+09	7,27253e+08	-2,348	0,0572
sq_x1minimalni_m~	-74,0974	116,853	-0,6341	0,5494
sq_x2pocet_volny~	0,0497713	0,0818302	0,6082	0,5653
sq_x3aktivni_pol~	5,68794e-06	3,62581e-05	0,1569	0,8805
sq_x4pocet_nezam~	0,0379638	0,0331324	1,146	0,2955

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,572412

Testovací statistika: TR² = 9,158586,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(9) > 9,158586) = 0,422766

Normalita reziduí

Frekvenční rozdělení pro uhat₅, poz. 1-16
 počet tříd = 7, střední hodnota = 1,81899e-012, so = 26278,5

interval	střed	frequence	rel.	kum.
< -31923,	-37366,	2	12,50%	12,50%
-31923, -	-21038,	0	0,00%	12,50%
-21038, -	-10153,	3	18,75%	31,25%
-10153, -	731,74	3	18,75%	50,00%
731,74 -	11617,	2	12,50%	62,50%
11617, -	22502,	4	25,00%	87,50%
>= 22502,	27944,	2	12,50%	100,00%

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 1,660 s p-hodnotou 0,43615

Příloha č. 6 Podkladová data pro věkovou skupinu 15-24 let

Rok	Proměnné					
	Počet nezaměstnaných osob	Minimální mzda	Počet volných pracovních míst	Aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období	Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	Krize
2005	96 530	7 185	52 164	3 169 281	115 790	0
2006	78 480	7 762,5	93 425	3 167 944	96 530	0
2007	54 835	8 000	141 066	3 855 901	78 480	0
2008	60 686	8 000	91 189	4 181 197	54 835	0
2009	97 709	8 000	30 927	3 638 384	60 686	1
2010	94 874	8 000	30 803	3 848 238	97 709	0
2011	91 942	8 000	35 784	5 664 551	94 874	0
2012	98 729	8 000	34 893	3 690 254	91 942	0
2013	100 032	8 500	35 178	2 451 117	98 729	0
2014	79 931	8 500	58 739	4 251 090	100 032	0
2015	60 682	9 200	102 545	6 386 630	79 931	0
2016	46 819	9 900	132 496	9 668 796	60 682	0
2017	31 296	11 000	216 629	6 860 876	46 819	0
Průměr	76 349,62	8 465,192	81 218,31	4 679 558,4	82 849,15	0,077

Příloha č. 7 Odhad parametrů modelu BMNČ

Model 3: OLS, za použití pozorování 2005–2017 (T = 13)

Závisle proměnná: y1pocet_nezamestnaných

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	55909,4	26940,2	2,075	0,0766	*
x1minimalni_mzda	3,40773	2,87674	1,185	0,2748	
x2pocet_volnych_~	-0,295182	0,0503399	-5,864	0,0006	***
x3aktivni_politi~	-0,00244653	0,00121241	-2,018	0,0834	*
x4pocet_nezamest~	0,313513	0,135904	2,307	0,0544	*
x5krize	13542,4	7810,66	1,734	0,1265	

Střední hodnota závisle proměnné 76349,62
 Sm. odchylka závisle proměnné 23065,83
 Součet čtverců reziduí 1,92e+08
 Sm. chyba regrese 5239,647
 Koeficient determinace 0,969899
 Adjustovaný koeficient determinace 0,948398
 F(5, 7) 45,10990
 P-hodnota (F) 0,000035
 Logaritmus věrohodnosti -125,7546
 Akaikovo kritérium 263,5091
 Schwarzovo kritérium 266,8988
 Hannan-Quinnovo kritérium 262,8124
 rho (koeficient autokorelace) 0,405468
 Durbin-Watsonova statistika 1,127291

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 2 (x1minimalni_mzda)

Příloha č. 8 Stacionarita

y_1 – počet nezaměstnaných osob

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro y_1 pocet_nezamestnanых
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)y1pocet_nezamestnanых
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,448933
testovací statistika: tau_c(1) = -1,38763
asymptotická p-hodnota 0,5901
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,032
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)y1pocet_nezamestnanых
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0661719
testovací statistika: tau_ct(1) = -0,169069
asymptotická p-hodnota 0,9937
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,521
zpožděné diference: F(2, 5) = 0,665 [0,5545]
```

x_1 – minimální mzda

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x_1 minimalni_mzda
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x1minimalni_mzda
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,52304
testovací statistika: tau_c(1) = 3,19149
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,467
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x1minimalni_mzda
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,835561
testovací statistika: tau_ct(1) = 1,53522
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,370
zpožděné diference: F(3, 3) = 2,764 [0,2130]
```

x_2 – počet volných pracovních míst

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x_2 pocet_volnych_pracovnich_mis
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 9
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x2pocet_volnych_pracovnich_mis
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,169156
testovací statistika: tau_c(1) = 0,347654
asymptotická p-hodnota 0,9807
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,845
zpožděné diference: F(3, 4) = 3,533 [0,1272]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x2pocet_volnych_pracovnich_mis
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,497912
testovací statistika: tau_ct(1) = 2,95139
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,810
zpožděné diference: F(3, 3) = 9,127 [0,0511]
```

x3 – aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x3aktivni_politika_zamestnanos
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x3aktivni_politika_zamestnanos
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,02053
testovací statistika: tau_c(1) = -2,21349
asymptotická p-hodnota 0,2015
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,059

s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x3aktivni_politika_zamestnanos
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -6,24201
testovací statistika: tau_ct(1) = -3,09686
asymptotická p-hodnota 0,1069
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,240
zpožděné diference: F(3, 3) = 3,786 [0,1516]

x4 – počet nezaměstnaných osob v předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x4pocet_nezamestnanых_zpocden
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x4pocet_nezamestnanых_zpocden
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,694516
testovací statistika: tau_c(1) = -2,3655
asymptotická p-hodnota 0,1517
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,093

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)x4pocet_nezamestnanых_zpocden
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,408347
testovací statistika: tau_ct(1) = -1,46522
p-hodnota 0,7831
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,445

Příloha č. 9 Multikolinearita

	y1	x1	x2	x3	x4	x5
y1	1					
x1	-0,75666	1				
x2	-0,95515	0,749631	1			
x3	-0,69286	0,758228	0,573862	1		
x4	0,714628	-0,64729	-0,63954	-0,55069	1	
x5	0,278234	-0,13718	-0,26852	-0,15819	-0,31506	1

Příloha č. 10 Autokorelace, Heteroskedasticita, Normalita reziduí pro věkovou skupinu 15-24 let

Autokorelace

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	9557,00	22767,9	0,4198	0,6893
x1minimalni_mzda	-2,31074	2,63204	-0,8779	0,4138
x2pocet_volnych_~	0,00426242	0,0416991	0,1022	0,9219
x3aktivni_politi~	0,00228739	0,00149798	1,527	0,1776
x4pocet_nezamest~	-0,0122960	0,112596	-0,1092	0,9166
x5krize	4028,07	6752,45	0,5965	0,5726
uhat_1	1,10960	0,539702	2,056	0,0855 *

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,413312

Testovací statistika: LMF = 4,226896,
 s p-hodnotou = P(F(1,6) > 4,2269) = 0,0855

Alternativní statistika: TR² = 5,373053,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 5,37305) = 0,0205

Ljung-Box Q' = 2,25465,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 2,25465) = 0,133

Heteroskedasticita

Whiteův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)
 Závisle proměnná: uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-1,01381e+09	2,15247e+09	-0,4710	0,6698
x1minimalni_mzda	215277	569139	0,3783	0,7304
x2pocet_volnych_~	425,200	1128,03	0,3769	0,7313
x3aktivni_politi~	35,5155	25,6628	1,384	0,2604
x4pocet_nezamest~	-3618,82	9012,03	-0,4016	0,7149
x5krize	1,09712e+07	4,48872e+07	0,2444	0,8227
sq_x1minimalni_m~	-10,9007	33,2841	-0,3275	0,7648
sq_x2pocet_volny~	-0,00205367	0,00761281	-0,2698	0,8048
sq_x3aktivni_pol~	-3,16679e-06	2,12115e-06	-1,493	0,2323
sq_x4pocet_nezam~	0,0269902	0,0583315	0,4627	0,6751

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,572960

Testovací statistika: TR² = 7,448475,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(9) > 7,448475) = 0,590532

Normalita reziduí

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-13
 počet tříd = 5, střední hodnota = -9,79456e-012, so = 5239,65

interval	střed	frequence	rel.	kum.
< -6737,9	-8566,3	1	7,69%	7,69% **
-6737,9 - -3081,1	-4909,5	1	7,69%	15,38% **
-3081,1 - 575,68	-1252,7	4	30,77%	46,15% *****
575,68 - 4232,5	2404,1	6	46,15%	92,31% *****
>= 4232,5	6060,9	1	7,69%	100,00% **

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 1,777 s p-hodnotou 0,41129

Příloha č. 11 Podkladová data pro věkovou skupinu 55-64 let

Rok	Proměnné					
	Počet nezaměstnaných osob	Minimální mzda	Počet volných pracovních míst	Aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období	Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	Krize
2005	57 414	7 185	52 164	3 169 281	49 533	0
2006	57 857	7 762,5	93 425	3 167 944	57 414	0
2007	54 917	8 000	141 066	3 855 901	57 857	0
2008	53 744	8 000	91 189	4 181 197	54 917	0
2009	76 947	8 000	30 927	3 638 384	53 744	1
2010	87 840	8 000	30 803	3 848 238	76 947	0
2011	72 041	8 000	35 784	5 664 551	87 840	0
2012	84 353	8 000	34 893	3 690 254	72 041	0
2013	97 784	8 500	35 178	2 451 117	84 353	0
2014	96 346	8 500	58 739	4 251 090	97 784	0
2015	87 644	9 200	102 545	6 386 630	96 346	0
2016	80 451	9 900	132 496	9 668 796	87 644	0
2017	66 060	11 000	216 629	6 860 876	80 451	0
Průměr	74 876,77	8 465,192	81 218,31	4 679 558	73 605,46	0,077

Příloha č. 12 Odhad parametrů modelu BMNČ

Model 1: OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)

Závisle proměnná: ylpocet_nezamestnanych

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-29116,8	27996,4	-1,040	0,3329	
x1minimalni_mzda	10,8502	5,58831	1,942	0,0933	*
x2pocet_volnych_~	-0,213348	0,0868681	-2,456	0,0437	**
x3aktivni_politi~	-0,00258032	0,00151474	-1,703	0,1323	
x4pocet_nezamest~	0,559017	0,235029	2,379	0,0490	**
x5krize	5204,84	9516,87	0,5469	0,6014	

Střední hodnota závisle proměnné 74876,77
 Sm. odchylka závisle proměnné 15724,87
 Součet čtverců reziduí 3,02e+08
 Sm. chyba regrese 6569,786
 Koeficient determinace 0,898177
 Adjustovaný koeficient determinace 0,825447
 F(5, 7) 12,34937
 P-hodnota(F) 0,002310
 Logaritmus věrohodnosti -128,6955
 Akaikovo kritérium 269,3910
 Schwarzovo kritérium 272,7807
 Hannan-Quinnovo kritérium 268,6943
 rho (koeficient autokorelace) -0,470986
 Durbin-Watsonova statistika 2,766159

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 6 (x5krize)

Příloha č. 13 Stacionarita

y_1 – počet nezaměstnaných osob

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro y_1
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 12
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)y1
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,316573
testovací statistika: tau_c(1) = -1,49642
p-hodnota 0,5009
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,174
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)y1
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 2,00941
testovací statistika: tau_ct(1) = 1,60342
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,598
zpožděné diference: F(3, 3) = 2,371 [0,2484]
```

x_1 – minimální mzda

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x_1
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x1
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,52304
testovací statistika: tau_c(1) = 3,19149
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,467
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x1
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,835561
testovací statistika: tau_ct(1) = 1,53522
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,370
zpožděné diference: F(3, 3) = 2,764 [0,2130]
```

x_2 – počet volných pracovních míst

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x_2
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 9
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x2
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,169156
testovací statistika: tau_c(1) = 0,347654
asymptotická p-hodnota 0,9807
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,845
zpožděné diference: F(3, 4) = 3,533 [0,1272]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x2
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,497912
testovací statistika: tau_ct(1) = 2,95139
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,810
zpožděné diference: F(3, 3) = 9,127 [0,0511]
```

x3 – aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x3
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x3
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,02053
testovací statistika: tau_c(1) = -2,21349
asymptotická p-hodnota 0,2015
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,059
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x3
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -6,24201
testovací statistika: tau_ct(1) = -3,09686
asymptotická p-hodnota 0,1069
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,240
zpožděné diference: F(3, 3) = 3,786 [0,1516]
```

x4 – počet nezaměstnaných osob v předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x4
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 12
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)x4
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,280029
testovací statistika: tau_c(1) = -1,57809
p-hodnota 0,4625
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,081
```

```
s konstantou a trendem
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x4
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,53767
testovací statistika: tau_ct(1) = -2,94699
asymptotická p-hodnota 0,1476
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,028
```

Příloha č. 14 Multikolinearita

	<i>y1</i>	<i>x1</i>	<i>x2</i>	<i>x3</i>	<i>x4</i>	<i>x5</i>
<i>y1</i>	1					
<i>x1</i>	0,207655	1				
<i>x2</i>	-0,40932	0,749631	1			
<i>x3</i>	0,064581	0,758228	0,573862	1		
<i>x4</i>	0,751562	0,551933	0,062553	0,507669	1	
<i>x5</i>	0,039557	-0,13718	-0,26852	-0,15819	-0,34889	1

Příloha č. 15 Autokorelace, Heteroskedasticita, Normalita reziduí pro model věkové skupiny 55-64 let

Autokorelace

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-4062,81	25854,7	-0,1571	0,8803
x1minimalni_mzda	-0,0325826	5,13305	-0,006348	0,9951
x2pocet_volnych_~	0,0243551	0,0813926	0,2992	0,7749
x3aktivni_politi~	-0,000121271	0,00139362	-0,08702	0,9335
x4pocet_nezamest~	0,0445930	0,217875	0,2047	0,8446
x5krize	-1226,41	8778,85	-0,1397	0,8935
uhat_1	-0,646258	0,426415	-1,516	0,1804

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,276841

Testovací statistika: LMF = 2,296926,
 s p-hodnotou = P(F(1,6) > 2,29693) = 0,18

Alternativní statistika: TR² = 3,598928,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 3,59893) = 0,0578

Ljung-Box Q' = 2,98195,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 2,98195) = 0,0842

Heteroskedasticita

Whiteův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)
 Závisle proměnná: uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-7,92979e+08	3,03897e+09	-0,2609	0,8110
x1minimalni_mzda	232637	937005	0,2483	0,8199
x2pocet_volnych_~	-2479,19	4149,29	-0,5975	0,5923
x3aktivni_politi~	33,6921	50,8429	0,6627	0,5549
x4pocet_nezamest~	1231,45	29332,8	0,04198	0,9692
x5krize	-2,10084e+07	1,45690e+08	-0,1442	0,8945
sq_x1minimalni_m~	-18,1891	52,3432	-0,3475	0,7512
sq_x2pocet_volny~	0,0147416	0,0204398	0,7212	0,5229
sq_x3aktivni_pol~	-3,63929e-07	4,55104e-06	-0,07997	0,9413
sq_x4pocet_nezam~	-0,00151740	0,180400	-0,008411	0,9938

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,694853

Testovací statistika: TR² = 9,033091,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(9) > 9,033091) = 0,434225

Normalita reziduí

Frekvenční rozdělení pro uhat2, poz. 1-13
 počet tříd = 5, střední hodnota = 1,67907e-012, so = 6569,79

interval	střed	frequence	rel.	kum.
< -10138,	-12497,	1	7,69%	7,69% **
-10138, -	-5420,9	0	0,00%	7,69%
-5420,9 -	-703,44	3	23,08%	30,77% *****
-703,44 -	4014,0	7	53,85%	84,62% *****
>=	4014,0	2	15,38%	100,00% *****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 4,486 s p-hodnotou 0,10616

Příloha č. 16 Podkladová data pro základní vzdělání

Rok	Proměnné					Krise
	Počet nezaměstnaných osob	Minimální mzda	Počet volných pracovních míst	Aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období	Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	
2005	153 249	7 185	52 164	3 169 281	162 349	0
2006	137 891	7762,5	93 425	3 167 944	153 249	0
2007	109 630	8 000	141 066	3 855 901	137 891	0
2008	104 151	8 000	91 189	4 181 197	109 630	0
2009	141 090	8 000	30 927	3 638 384	104 151	1
2010	144 657	8 000	30 803	3 848 238	141 090	0
2011	136 615	8 000	35 784	5 664 551	144 657	0
2012	147 030	8 000	34 893	3 690 254	136 615	0
2013	161 269	8 500	35 178	2 451 117	147 030	0
2014	147 107	8 500	58 739	4 251 090	161 269	0
2015	122 072	9 200	102 545	6 386 630	147 107	0
2016	104 742	9 900	132 496	9 668 796	122 072	0
2017	74 630	11 000	216 629	6 860 876	104 742	0
Průměr	129 548,7	8 465,192	81 218,31	467 955	136 296,3	0,077

Příloha č. 17 Odhad parametrů modelu BMNČ

Model 1: OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)

Závisle proměnná: y1pocet_nezamestnaných

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	33488,7	30861,2	1,085	0,3138	
x1minimalni_mzda	6,23273	3,04217	2,049	0,0797	*
x2pocet_volnych_~	-0,315326	0,0469344	-6,718	0,0003	***
x3aktivni_politi~	-0,00302133	0,00124336	-2,430	0,0454	**
x4pocet_nezamest~	0,600307	0,122256	4,910	0,0017	***
x5krize	15961,7	8151,10	1,958	0,0911	*
Střední hodnota závisle proměnné	129548,7				
Sm. odchylka závisle proměnné	24819,17				
Součet čtverců reziduí	2,13e+08				
Sm. chyba regrese	5516,992				
Koeficient determinace	0,971176				
Adjustovaný koeficient determinace	0,950588				
F(5, 7)	47,17146				
P-hodnota(F)	0,000030				
Logaritmus věrohodnosti	-126,4251				
Akaikovo kritérium	264,8502				
Schwarzovo kritérium	268,2399				
Hannan-Quinnovo kritérium	264,1534				
rho (koeficient autokorelace)	-0,120916				
Durbin-Watsonova statistika	2,173686				

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Příloha č. 18 Stacionarita

y_1 – počet nezaměstnaných osob

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro y_1 pocet_nezamestnaných
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L) y_1 pocet_nezamestnaných
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,578798
testovací statistika: $\tau_c(1) = -1,52012$
asymptotická p-hodnota 0,5236
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,041

s konstantou a trendem
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L) y_1 pocet_nezamestnaných
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,279882
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = 0,438738$
asymptotická p-hodnota 0,9992
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,402
zpožděné diference: $F(2, 5) = 0,892 [0,4664]$

x_1 – minimální mzda

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x_1 minimalni_mzda
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L) x_1 minimalni_mzda
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,553334
testovací statistika: $\tau_c(1) = -1,07799$
asymptotická p-hodnota 0,7267
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,075

s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L) x_1 minimalni_mzda
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,06936
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,77446$
asymptotická p-hodnota 0,7174
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,449
zpožděné diference: $F(3, 3) = 3,827 [0,1497]$

x_2 – počet volných pracovních míst

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x_2 pocet_volnych_pracovnich_mis
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 9
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L) x_2 pocet_volnych_pracovnich_mis
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,169156
testovací statistika: $\tau_c(1) = 0,347654$
asymptotická p-hodnota 0,9807
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,845
zpožděné diference: $F(3, 4) = 3,533 [0,1272]$

s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L) x_2 pocet_volnych_pracovnich_mis
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,497912
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = 2,95139$
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,810
zpožděné diference: $F(3, 3) = 9,127 [0,0511]$

x3 – aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x3aktivni_politika_zamestnanos
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x3aktivni_politika_zamestnanos
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,02053
testovací statistika: $\tau_c(1) = -2,21349$
asymptotická p-hodnota 0,2015
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,059

s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x3aktivni_politika_zamestnanos
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -6,24201
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -3,09686$
asymptotická p-hodnota 0,1069
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,240
zpožděné diference: $F(3, 3) = 3,786 [0,1516]$

x4 – počet nezaměstnaných osob předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x4pocet_nezamestnanых_zpozden
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x4pocet_nezamestnanых_zpozden
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,866138
testovací statistika: $\tau_c(1) = -3,04377$
asymptotická p-hodnota 0,03103
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,004

s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x4pocet_nezamestnanых_zpozden
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,633458
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -0,735325$
asymptotická p-hodnota 0,9697
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,659
zpožděné diference: $F(3, 3) = 1,614 [0,3518]$

Příloha č. 19 Multikolinearita

	y1	x1	x2	x3	x4	x5
y1	1					
x1	-0,71681	1				
x2	-0,90861	0,749631	1			
x3	-0,66009	0,758228	0,573862	1		
x4	0,659765	-0,47195	-0,40967	-0,35923	1	
x5	0,13972	-0,13718	-0,26852	-0,15819	-0,47994	1

Příloha č. 20 Autokorelace, Heteroskedasticita, Normalita reziduí pro základní vzdělání

Autokorelace

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-9598,31	36808,8	-0,2608	0,8030
x1minimalni_mzda	1,09039	3,75718	0,2902	0,7814
x2pocet_volnych_~	0,0178088	0,0589114	0,3023	0,7726
x3aktivni_politi~	-0,000906659	0,00209182	-0,4334	0,6799
x4pocet_nezamest~	0,0236885	0,135646	0,1746	0,8671
x5krize	-322,891	8605,52	-0,03752	0,9713
uhat_1	-0,408068	0,734117	-0,5559	0,5984

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,048975

Testovací statistika: LMF = 0,308984,
 s p-hodnotou = P(F(1,6) > 0,308984) = 0,598

Alternativní statistika: TR² = 0,636678,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,636678) = 0,425

Ljung-Box Q' = 0,234067,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,234067) = 0,629

Heteroskedasticita

Whiteův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)
 Závisle proměnná: uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-6,37973e+07	3,06463e+08	-0,2082	0,8484
x1minimalni_mzda	43127,4	111743	0,3860	0,7253
x2pocet_volnych_~	77,1471	384,546	0,2006	0,8538
x3aktivni_politi~	-6,30906	7,21822	-0,8740	0,4464
x4pocet_nezamest~	-1978,09	3614,73	-0,5472	0,6223
x5krize	-1,77392e+07	1,49856e+07	-1,184	0,3218
sq_x1minimalni_m~	-2,06298	6,74066	-0,3061	0,7796
sq_x2pocet_volny~	-0,00119732	0,00235777	-0,5078	0,6466
sq_x3aktivni_pol~	9,80474e-07	6,85886e-07	1,429	0,2482
sq_x4pocet_nezam~	0,00767949	0,0135042	0,5687	0,6094

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,933964

Testovací statistika: TR² = 12,141535,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(9) > 12,141535) = 0,205447

Normalita reziduí

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-13
 počet tříd = 5, střední hodnota = 2,23876e-012, so = 5516,99

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -3848,9	-5436,0	3	23,08%	23,08%	*****
-3848,9 - -674,74	-2261,8	3	23,08%	46,15%	*****
-674,74 - 2499,4	912,34	2	15,38%	61,54%	*****
2499,4 - 5673,6	4086,5	4	30,77%	92,31%	*****
>= 5673,6	7260,6	1	7,69%	100,00%	**

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 1,098 s p-hodnotou 0,57739

Příloha č. 21 Podkladová data pro střední odborné vzdělání s výučním listem

Rok	Proměnné					Krizе
	Počet nezaměstnaných osob	Minimální mzda	Počet volných pracovních míst	Aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období	Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	
2005	209 194	7 185	52 164	3 169 281	221 805	0
2006	179 666	7762,5	93 425	3 167 944	209 194	0
2007	139 834	8 000	1 41 066	3 855 901	179 666	0
2008	138 277	8 000	91 189	4 181 197	139 834	0
2009	224 800	8 000	30 927	3 638 384	138 277	1
2010	232 366	8 000	30 803	3 848 238	224 800	0
2011	201 212	8 000	35 784	5 664 551	232 366	0
2012	223 624	8 000	34 893	3 690 254	201 212	0
2013	240 949	8 500	35 178	2 451 117	223 624	0
2014	208 646	8 500	58 739	4 251 090	240 949	0
2015	169 411	9 200	102 545	6 386 630	208 646	0
2016	140 501	9 900	132 496	9 668 796	169 411	0
2017	101 876	11 000	216 629	6 860 876	140 501	0
Průměr	129 548,692	8 465,192	81 218,31	4 679 558	194 637,3	0,077

Příloha č. 22 Odhad parametrů modelu BMNČ

Model 2: OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)

Závisle proměnná: y1pocet_nezamestnanych

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
-----	-----	-----	-----	-----	
const	52705,9	47551,6	1,108	0,3043	
x1minimalni_mzda	16,1223	5,66453	2,846	0,0248	**
x2pocet_volnych_~	-0,638692	0,111627	-5,722	0,0007	***
x3aktivni_politi~	-0,00650113	0,00233033	-2,790	0,0269	**
x4pocet_nezamest~	0,390584	0,143639	2,719	0,0298	**
x5krize	32513,0	16938,9	1,919	0,0964	*
Střední hodnota závisle proměnné	185412,0				
Sm. odchylka závisle proměnné	44006,65				
Součet čtverců reziduí	7,49e+08				
Sm. chyba regrese	10342,59				
Koeficient determinace	0,967779				
Adjustovaný koeficient determinace	0,944764				
F(5, 7)	42,04993				
P-hodnota(F)	0,000045				
Logaritmus věrohodnosti	-134,5948				
Akaikovo kritérium	281,1896				
Schwarzovo kritérium	284,5793				
Hannan-Quinnovo kritérium	280,4928				
rho (koeficient autokorelace)	-0,310535				
Durbin-Watsonova statistika	2,536939				

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Příloha č. 23 Stacionarita

y_1 – počet nezaměstnaných osob

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro `y1pocet_nezamestnanych`
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 9
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)y1pocet_nezamestnanych
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,03188
testovací statistika: tau_c(1) = -1,47957
asymptotická p-hodnota 0,5442
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,097
zpožděné diference: F(3, 4) = 1,370 [0,3724]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)y1pocet_nezamestnanych
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,338583
testovací statistika: tau_ct(1) = 1,85346
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,006
zpožděné diference: F(3, 3) = 18,512 [0,0194]
```

x_1 – minimální mzda

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro `x1minimalni_mzda`
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x1minimalni_mzda
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,52304
testovací statistika: tau_c(1) = 3,19149
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,467
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x1minimalni_mzda
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,835561
testovací statistika: tau_ct(1) = 1,53522
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,370
zpožděné diference: F(3, 3) = 2,764 [0,2130]
```

x_2 – počet volných pracovních míst

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro `x2pocet_volnych_pracovnich_mis`
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 9
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x2pocet_volnych_pracovnich_mis
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,169156
testovací statistika: tau_c(1) = 0,347654
asymptotická p-hodnota 0,9807
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,845
zpožděné diference: F(3, 4) = 3,533 [0,1272]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x2pocet_volnych_pracovnich_mis
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,497912
testovací statistika: tau_ct(1) = 2,95139
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,810
zpožděné diference: F(3, 3) = 9,127 [0,0511]
```

x3 – aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x3aktivni_politika_zamestnanos
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x3aktivni_politika_zamestnanos
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,02053
testovací statistika: tau_c(1) = -2,21349
asymptotická p-hodnota 0,2015
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,059
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x3aktivni_politika_zamestnanos
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -6,24201
testovací statistika: tau_ct(1) = -3,09686
asymptotická p-hodnota 0,1069
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,240
zpožděné diference: F(3, 3) = 3,786 [0,1516]
```

x4 – počet volných pracovních míst v předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x4pocet_nezamestnanых_zpocden
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x4pocet_nezamestnanых_zpocden
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,854289
testovací statistika: tau_c(1) = -2,63452
asymptotická p-hodnota 0,08598
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,078
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)x4pocet_nezamestnanых_zpocden
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,458706
testovací statistika: tau_ct(1) = -1,43626
p-hodnota 0,7932
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,322
```

Příloha č. 24 Multikolinearita

	y1	x1	x2	x3	x4	x5
y1	1					
x1	-0,62034	1				
x2	-0,9365	0,749631	1			
x3	-0,60882	0,758228	0,573862	1		
x4	0,612628	-0,40054	-0,53788	-0,29975	1	
x5	0,268928	-0,13718	-0,26852	-0,15819	-0,45697	1

Příloha č. 25 Autokorelace, Heteroskedasticita, Normalita reziduí pro střední odborné vzdělání s výučním listem

Autokorelace

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-10520,6	47887,8	-0,2197	0,8334
x1minimalni_mzda	1,31625	5,71646	0,2303	0,8255
x2pocet_volnych_~	0,0252935	0,112528	0,2248	0,8296
x3aktivni_politi~	-0,00129442	0,00258633	-0,5005	0,6346
x4pocet_nezamest~	0,0195727	0,142827	0,1370	0,8955
x5krize	-5518,60	17457,2	-0,3161	0,7626
uhat_1	-0,534119	0,489001	-1,092	0,3166

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,165861

Testovací statistika: LMF = 1,193047,
 s p-hodnotou = P(F(1,6) > 1,19305) = 0,317

Alternativní statistika: TR² = 2,156194,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 2,15619) = 0,142

Ljung-Box Q' = 1,56699,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 1,56699) = 0,211

Heteroskedasticita

Whiteův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)
 Závisle proměnná: uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1,13107e+09	9,09953e+08	1,243	0,3022
x1minimalni_mzda	28292,8	228865	0,1236	0,9094
x2pocet_volnych_~	-697,458	907,554	-0,7685	0,4981
x3aktivni_politi~	46,8083	25,6081	1,828	0,1650
x4pocet_nezamest~	-11434,1	3902,70	-2,930	0,0610 *
x5krize	-1,98648e+08	4,33500e+07	-4,582	0,0195 **
sq_x1minimalni_m~	-3,54504	13,8397	-0,2562	0,8144
sq_x2pocet_volny~	-0,000652067	0,00543787	-0,1199	0,9121
sq_x3aktivni_pol~	-1,90203e-06	2,26583e-06	-0,8394	0,4628
sq_x4pocet_nezam~	0,0275234	0,0105063	2,620	0,0790 *

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,943160

Testovací statistika: TR² = 12,261086,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(9) > 12,261086) = 0,198988

Normalita reziduí

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-13
 počet tříd = 5, střední hodnota = -6,71627e-012, so = 10342,6

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -9822,1	-12600,	3	23,08%	23,08%	*****
-9822,1 - -4265,6	-7043,9	1	7,69%	30,77%	**
-4265,6 - 1291,0	-1487,3	3	23,08%	53,85%	*****
1291,0 - 6847,6	4069,3	2	15,38%	69,23%	****
>= 6847,6	9625,8	4	30,77%	100,00%	*****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 1,816 s p-hodnotou 0,40334

Příloha č. 26 Podkladová data pro střední vzdělání s maturitou

Rok	Proměnné					Krise
	Počet nezaměstnaných osob	Minimální mzda	Počet volných pracovních míst	Aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období	Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	
2005	87 714	7 185	52 164	3 169 281	93 155	0
2006	77 012	7 762,5	93 425	3 167 944	87 714	0
2007	62 068	8 000	141 066	3 855 901	77 012	0
2008	62 342	8 000	91 189	4 181 197	62 068	0
2009	96 095	8 000	30 927	3 638 384	62 342	1
2010	102 299	8 000	30 803	3 848 238	96 095	0
2011	92 888	8 000	35 784	5 664 551	102 299	0
2012	103 763	8 000	34 893	3 690 254	92 888	0
2013	115 866	8 500	35 178	2 451 117	103 763	0
2014	101 048	8 500	58 739	4 251 090	115 866	0
2015	83 845	9 200	102 545	6 386 630	101 048	0
2016	68 359	9 900	132 496	9 668 796	83 845	0
2017	49 710	11 000	216 629	6 860 876	68 359	0
Průměr	84 846,85	8 465,192	81 218,31	4 679 558	881 88,77	0,077

Příloha č. 27 Odhad parametrů modelu BMNČ

Model 1: OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)

Závisle proměnná: y1pocet_nezamestnaných

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1407,42	15429,7	0,09122	0,9299
x1minimalni_mzda	10,3681	2,35085	4,410	0,0031 ***
x2pocet_volnych_~	-0,322808	0,0463538	-6,964	0,0002 ***
x3aktivni_politi_~	-0,00324768	0,000891827	-3,642	0,0083 ***
x4pocet_nezamest~	0,413782	0,116673	3,547	0,0094 ***
x5krize	7746,31	6360,27	1,218	0,2627

Střední hodnota závisle proměnné 84846,85
 Sm. odchylka závisle proměnné 19749,78
 Součet čtverců reziduí 1,10e+08
 Sm. chyba regrese 3966,399
 Koeficient determinace 0,976472
 Adjustovaný koeficient determinace 0,959666
 F(5, 7) 58,10355
 P-hodnota(F) 0,000015
 Logaritmus věrohodnosti -122,1354
 Akaikovo kritérium 256,2709
 Schwarzovo kritérium 259,6606
 Hannan-Quinnovo kritérium 255,5741
 rho (koeficient autokorelace) -0,426448
 Durbin-Watsonova statistika 2,795661

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 6 (x5krize)

Příloha č. 28 Stacionarita

y_1 – počet nezaměstnaných osob

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro y_1 pocet_nezamestnaných
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 9
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)y1pocet_nezamestnaných
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,964144
testovací statistika: tau_c(1) = -2,15393
asymptotická p-hodnota 0,2236
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,107
zpožděné diference: F(3, 4) = 2,709 [0,1800]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)y1pocet_nezamestnaných
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,21408
testovací statistika: tau_ct(1) = 0,397487
asymptotická p-hodnota 0,999
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,392
zpožděné diference: F(2, 5) = 0,972 [0,4399]
```

x_1 – minimální mzda

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x_1 minimalni_mzda
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x1minimalni_mzda
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,52304
testovací statistika: tau_c(1) = 3,19149
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,467
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x1minimalni_mzda
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,835561
testovací statistika: tau_ct(1) = 1,53522
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,370
zpožděné diference: F(3, 3) = 2,764 [0,2130]
```

x_2 – počet volných pracovních míst

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x_2 pocet_volnych_pracovnich_mis
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 9
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x2pocet_volnych_pracovnich_mis
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,169156
testovací statistika: tau_c(1) = 0,347654
asymptotická p-hodnota 0,9807
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,845
zpožděné diference: F(3, 4) = 3,533 [0,1272]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x2pocet_volnych_pracovnich_mis
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,497912
testovací statistika: tau_ct(1) = 2,95139
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,810
zpožděné diference: F(3, 3) = 9,127 [0,0511]
```

x3 – aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x3aktivni_politika_zamestnanos
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x3aktivni_politika_zamestnanos
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,02053
testovací statistika: tau_c(1) = -2,21349
asymptotická p-hodnota 0,2015
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,059

s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x3aktivni_politika_zamestnanos
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -6,24201
testovací statistika: tau_ct(1) = -3,09686
asymptotická p-hodnota 0,1069
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,240
zpožděné diference: F(3, 3) = 3,786 [0,1516]

x4 – počet nezaměstnaných osob v předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x4pocet_nezamestnanых_zpocden
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 9
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x4pocet_nezamestnanых_zpocden
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,879752
testovací statistika: tau_c(1) = -2,22025
asymptotická p-hodnota 0,1991
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,471
zpožděné diference: F(3, 4) = 1,977 [0,2596]

s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x4pocet_nezamestnanых_zpocden
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,405367
testovací statistika: tau_ct(1) = -0,415224
asymptotická p-hodnota 0,9871
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,648
zpožděné diference: F(3, 3) = 1,106 [0,4679]

Příloha č. 29 Multikolinearita

	y1	x1	x2	x3	x4	x5
y1	1					
x1	-0,47544067	1				
x2	-0,890084584	0,749631363	1			
x3	-0,5039719	0,758228437	0,573861811	1		
x4	0,653899865	-0,168970581	-0,442707301	-0,11192823	1	
x5	0,171123419	-0,137182972	-0,268520387	-0,158188342	-0,463425505	1

Příloha č. 30 Autokorelace, Heteroskedasticita, Normalita reziduí pro střední vzdělání s maturitou

Autokorelace

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-5675,07	14021,3	-0,4047	0,6997
x1minimalni_mzda	1,76925	2,31636	0,7638	0,4739
x2pocet_volnych_~	-0,0116253	0,0414970	-0,2801	0,7888
x3aktivni_politi~	-0,000780314	0,000908568	-0,8588	0,4234
x4pocet_nezamest~	-0,0467635	0,106571	-0,4388	0,6762
x5krize	-6110,55	6643,02	-0,9198	0,3931
uhat_1	-0,800786	0,464552	-1,724	0,1355

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,331209

Testovací statistika: LMF = 2,971419,
 s p-hodnotou = P(F(1,6) > 2,97142) = 0,136

Alternativní statistika: IR² = 4,305723,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 4,30572) = 0,038

Ljung-Box Q' = 2,77988,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 2,77988) = 0,0955

Heteroskedasticita

Whiteův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)
 Závisle proměnná: uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-2,36713e+08	2,84765e+08	-0,8313	0,4668
x1minimalni_mzda	109166	65763,0	1,660	0,1955
x2pocet_volnych_~	-417,438	282,558	-1,477	0,2361
x3aktivni_politi~	-3,64179	7,64928	-0,4761	0,6665
x4pocet_nezamest~	-3723,19	1993,93	-1,867	0,1587
x5krize	-2,86082e+07	1,30679e+07	-2,189	0,1163
sq_x1minimalni_m~	-6,84431	3,96893	-1,724	0,1831
sq_x2pocet_volny~	0,00241608	0,00173716	1,391	0,2585
sq_x3aktivni_pol~	6,58183e-07	7,03019e-07	0,9362	0,4182
sq_x4pocet_nezam~	0,0198835	0,0115637	1,719	0,1840

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,764175

Testovací statistika: IR² = 9,934273,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(9) > 9,934273) = 0,355832

Normalita reziduí

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-13
 počet tříd = 5, střední hodnota = 1,06341e-011, so = 3966,4

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -3564,8	-4677,4	3	23,08%	23,08%	*****
-3564,8 - -1339,5	-2452,1	1	7,69%	30,77%	**
-1339,5 - 885,74	-226,88	5	38,46%	69,23%	*****
885,74 - 3111,0	1998,4	1	7,69%	76,92%	**
>= 3111,0	4223,6	3	23,08%	100,00%	*****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 0,513 s p-hodnotou 0,77359

Příloha č. 31 Podkladová data pro osoby s vysokoškolským vzděláním

Rok	Proměnné					Krizе
	Počet nezaměstnaných osob	Minimální mzda	Počet volných pracovních míst	Aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období	Počet nezaměstnaných osob v předchozím období	
2005	87 714	7 185	52 164	3 169 281	93 155	0
2006	77 012	7 762,5	93 425	3 167 944	87 714	0
2007	62 068	8 000	141 066	3 855 901	77 012	0
2008	62 342	8 000	91 189	4 181 197	62 068	0
2009	96 095	8 000	30 927	3 638 384	62 342	1
2010	102 299	8 000	30 803	3 848 238	96 095	1
2011	92 888	8 000	35 784	5 664 551	102 299	1
2012	103 763	8 000	34 893	3 690 254	92 888	1
2013	115 866	8 500	35 178	2 451 117	103 763	1
2014	101 048	8 500	58 739	4 251 090	115 866	0
2015	83 845	9 200	102 545	6 386 630	101 048	0
2016	68 359	9 900	132 496	9 668 796	83 845	0
2017	49 710	11 000	216 629	6 860 876	68 359	0
Průměr	84 846,8462	8 465,192	81 218,31	4 679 558	88 188,77	0,077

Příloha č. 32 Odhad parametrů modelu BMNČ

Model 1: OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)

Závisle proměnná: ylpocet_nezamestnaných

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-14068,4	7747,28	-1,816	0,1122	
x1minimalni_mzda	4,05378	1,46155	2,774	0,0276	**
x2pocet_volnych_~	-0,0972641	0,0238259	-4,082	0,0047	***
x3aktivni_politi~	-0,000800185	0,000358002	-2,235	0,0605	*
x4pocet_nezamest~	0,653257	0,130225	5,016	0,0015	***
x5krize	2328,85	2427,84	0,9592	0,3694	
Střední hodnota závisle proměnné	25017,85				
Sm. odchylka závisle proměnné	7726,442				
Součet čtverců reziduí	17555428				
Sm. chyba regrese	1583,641				
Koeficient determinace	0,975494				
Adjustovaný koeficient determinace	0,957990				
F(5, 7)	55,72904				
P-hodnota(F)	0,000017				
Logaritmus věrohodnosti	-110,1997				
Akaikovo kritérium	232,3994				
Schwarzovo kritérium	235,7891				
Hannan-Quinnovo kritérium	231,7027				
rho (koeficient autokorelace)	-0,039395				
Durbin-Watsonova statistika	1,758701				

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 6 (x5krize)

Příloha č. 33 Stacionarita

y_1 – počet nezaměstnaných osob

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro y_1 pocet_nezamestnanych
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 9
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)y1pocet_nezamestnanych
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,588615
testovací statistika: tau_c(1) = -2,46041
asymptotická p-hodnota 0,1254
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,134
zpožděné diference: F(3, 4) = 2,148 [0,2369]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)y1pocet_nezamestnanych
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,320138
testovací statistika: tau_ct(1) = 0,621023
asymptotická p-hodnota 0,9996
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,447
zpožděné diference: F(2, 5) = 0,580 [0,5938]
```

x_1 – minimální mzda

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x_1 minimalni_mzda
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x1minimalni_mzda
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,52304
testovací statistika: tau_c(1) = 3,19149
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,467
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x1minimalni_mzda
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,835561
testovací statistika: tau_ct(1) = 1,53522
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,370
zpožděné diference: F(3, 3) = 2,764 [0,2130]
```

x_2 – počet volných pracovních míst

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x_2 pocet_volnych_pracovnich_mis
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 9
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x2pocet_volnych_pracovnich_mis
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,169156
testovací statistika: tau_c(1) = 0,347654
asymptotická p-hodnota 0,9807
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,845
zpožděné diference: F(3, 4) = 3,533 [0,1272]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x2pocet_volnych_pracovnich_mis
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,497912
testovací statistika: tau_ct(1) = 2,95139
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,810
zpožděné diference: F(3, 3) = 9,127 [0,0511]
```

x3 – aktivní politika zaměstnanosti v předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x3aktivni_politika_zamestnanos
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x3aktivni_politika_zamestnanos
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,02053
testovací statistika: $\tau_c(1) = -2,21349$
asymptotická p-hodnota 0,2015
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,059

s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)x3aktivni_politika_zamestnanos
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -6,24201
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -3,09686$
asymptotická p-hodnota 0,1069
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,240
zpožděné difference: $F(3, 3) = 3,786 [0,1516]$

x4 – počet nezaměstnaných osob v předchozím období

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro x4pocet_nezamestnanых_zpocden
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 11
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)x4pocet_nezamestnanых_zpocden
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,238214
testovací statistika: $\tau_c(1) = -1,63144$
asymptotická p-hodnota 0,4664
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,001

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)x4pocet_nezamestnanых_zpocden
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,277461
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -0,815959$
p-hodnota 0,9321
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,474

Příloha č. 34 Multikolinearita

	y1	x1	x2	x3	x4	x5
y1	1					
x1	0,147232	1				
x2	-0,48647	0,749631	1			
x3	0,050313	0,758228	0,573862	1		
x4	0,844702	0,46679	-0,05836	0,405268	1	
x5	0,007939	-0,13718	-0,26852	-0,15819	-0,33821	1

Příloha č. 35 Autokorelace, Heteroskedasticita, Normalita reziduí pro osoby s vysokoškolským vzděláním

Autokorelace

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-480,575	9481,09	-0,05069	0,9612
x1minimalni_mzda	0,0880573	1,77733	0,04954	0,9621
x2pocet_volnych_~	-0,00138551	0,0287622	-0,04817	0,9631
x3aktivni_politi~	-7,99090e-07	0,000386387	-0,002068	0,9984
x4pocet_nezamest~	-0,00560639	0,149897	-0,03740	0,9714
x5krize	-49,6138	2660,22	-0,01865	0,9857
uhat_1	-0,0540086	0,502617	-0,1075	0,9179

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,001921

Testovací statistika: LMF = 0,011547,
 s p-hodnotou = P(F(1,6) > 0,0115465) = 0,918

Alternativní statistika: TR² = 0,024969,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,0249695) = 0,874

Ljung-Box Q' = 0,0205523,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,0205523) = 0,886

Heteroskedasticita

Whiteův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2005-2017 (T = 13)
 Závisle proměnná: uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	2,64161e+07	3,63186e+07	0,7273	0,5196
x1minimalni_mzda	-1740,07	8848,52	-0,1967	0,8567
x2pocet_volnych_~	-5,37851	57,8234	-0,09302	0,9318
x3aktivni_politi~	-2,33549	0,973580	-2,399	0,0960
x4pocet_nezamest~	-42,3001	679,627	-0,06224	0,9543
x5krize	1,03311e+06	1,96780e+06	0,5250	0,6359
sq_x1minimalni_m~	-0,129548	0,522731	-0,2478	0,8203
sq_x2pocet_volny~	0,000342997	0,000293885	1,167	0,3275
sq_x3aktivni_pol~	1,92484e-07	9,09159e-08	2,117	0,1245
sq_x4pocet_nezam~	0,00479327	0,0129477	0,3702	0,7358

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,893331

Testovací statistika: TR² = 11,613304,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(9) > 11,613304) = 0,235997

Normalita reziduí

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-13
 počet tříd = 5, střední hodnota = 1,2593e-012, so = 1583,64

interval	střed	frekvence	rel.	kum.
< -1420,0	-1943,6	1	7,69%	7,69% **
-1420,0 - -372,76	-896,36	4	30,77%	38,46% *****
-372,76 - 674,44	150,84	4	30,77%	69,23% *****
674,44 - 1721,6	1198,0	3	23,08%	92,31% *****
>= 1721,6	2245,2	1	7,69%	100,00% **

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 0,049 s p-hodnotou 0,97592