

Vysoká škola ekonomická v Praze

Národohospodářská fakulta

Hlavní specializace: Ekonomická



ZVYŠUJE MINIMÁLNÍ MZDA
NEZAMĚSTNANOST? DETERMINANTY
NEZAMĚSTNANOSTI V ČESKÉ REPUBLICE

diplomová práce

Autor: Bc. Petr Frejlich

Vedoucí práce: Mgr. Ing. Dominik Stroukal

Rok: 2016

Prohlašuji na svou čest, že jsem diplomovou práci vypracoval samostatně a s použitím uvedené literatury.

Petr Frejlich

V Praze, dne 9. 8. 2016

Poděkování

Na tomto místě bych rád poděkoval Mgr. Ing. Dominiku Stroukalovi, vedoucímu mé diplomové práce, za cenné rady a připomínky, které přispěly k její výsledné podobě.

Abstrakt

Práce analyzuje vliv zvyšování minimální mzdy a vliv dalších exogenních proměnných na míru nezaměstnanosti v České republice v letech 2006–2015. Empirická část práce je založena na dostupných časových řadách, které byly použity k odhadům modelů nezaměstnanosti žen a mužů, včetně odlišně specifikovaných modelů a modelů celkové nezaměstnanosti. Časové řady použité v regresních modelech jsou očištěny o sezónnost. Hlavní hypotéza práce vyjadřuje, že zvyšování minimální mzdy je pozitivně korelováno s mírou nezaměstnanosti. Exogenní proměnné regresních modelů nezaměstnanosti byly určeny na základě předchozích studií a ekonomické teorie. Výsledky odhadovaných modelů ukazují, že ve zkoumaném období nemá růst minimální mzdy statisticky významný vliv na míru nezaměstnanosti v ČR. V práci se podařilo potvrdit hypotézy o negativním vlivu tempa růstu HDP a míry inflace na míru nezaměstnanosti. Hypotéza o pozitivním vlivu podpory v nezaměstnanosti na míru nezaměstnanosti byla v modelu potvrzena.

Klíčová slova

nezaměstnanost, minimální mzda, Kaitz index, modely vysvětlující vliv minimální mzdy, regresní analýza,

JEL klasifikace: A13, B13, C32, C51, E24, J21, J64

Abstract

The thesis analyzes an effect of raising the minimum wage and other variables on unemployment rate in the Czech Republic in 2006–2015. The empirical part is based on available time series, which were used to estimate models of unemployment for both women and men, including differently specified models and a model of overall unemployment. The time series used in regression models were adjusted for seasonality. Main hypothesis of this thesis was, that there is a positive correlation between raising the minimum wage and unemployment rate. Exogenous variables used in the models were chosen based on economic theory and existing literature. Results show, that there was no statistically significant relationship between the minimum wage and unemployment rate in the studied period. It was confirmed that there is a negative effect of GDP growth rate and inflation rate on unemployment rate, while unemployment benefits seem to have a positive effect.

Keywords

unemployment, minimum wage, Kaitz Index, models explaining the impact of the minimum wage, regression analysis

JEL Classification: A13, B13, C32, C51, E24, J21, J64

Obsah

ÚVOD	- 1 -
1. TEORETICKÁ ČÁST	- 4 -
1.1 Předchozí studie	- 4 -
1.2 Definice a funkce minimální mzdy	- 12 -
1.3 Historický vývoj minimální mzdy v České republice	- 14 -
1.4 Srovnání minimální mzdy se zeměmi EU	- 16 -
1.5 Mechanismy utváření minimální mzdy	- 18 -
1.6 Teoretické modely vysvětlující vliv minimální mzdy na nezaměstnanost	- 20 -
1.6.1 Neoklasický model nabídky a poptávky po práci	- 21 -
1.6.2 Monopson	- 23 -
1.6.3 Dvousektorový model	- 24 -
1.6.4 Dvousektorový model s frontou v sektoru krytém minimální mzdou	- 25 -
1.6.5 Heterogenní pracovníci	- 26 -
1.6.6 Zaostávající přizpůsobování a efekt blahobytu	- 27 -
2. HYPOTÉZA A TEORETICKÝ MODEL	- 28 -
2.1 Teoretický model	- 28 -
2.2 Kontrolní proměnné	- 31 -
2.2.1 Kaitz index	- 31 -
2.2.2 Diference minimální mzdy a životního minima	- 32 -
2.2.3 Tempo růstu HDP	- 32 -
2.2.4 Míra inflace	- 33 -
2.2.5 Sociální dávky	- 33 -
2.2.6 Vzdělání	- 35 -
2.2.7 Aktivní politika zaměstnanosti	- 35 -
2.2.8 Volná pracovní místa	- 36 -
3. DATA	- 37 -
3.1 Popis použitých proměnných v základním datovém souboru	- 37 -

3.2	Metody očištění dat.....	- 43 -
4.	EMPIRICKÁ ANALÝZA	- 49 -
4.1	Základní modely	- 49 -
5.	ODHAD ZÁKLADNÍCH EKONOMETRICKÝCH MODELŮ	- 50 -
5.1	Odhad modelů metodou OLS.....	- 50 -
5.2	Ekonometrická verifikace	- 52 -
5.2.1	Autokorelace	- 53 -
5.2.2	Heteroskedasticita.....	- 55 -
5.2.3	Multikolinearita	- 56 -
5.2.4	Řešení porušení Gauss-Markových předpokladů	- 57 -
6.	ODHADY VÝSLEDNÝCH MODELŮ NEZAMĚSTNANOSTI JEJICH VERIFIKACE A INTERPRETACE.....	- 60 -
6.1	Model nezaměstnanosti žen	- 61 -
6.1.1	Verifikace modelu	- 62 -
6.2	Model nezaměstnanosti mužů	- 70 -
6.2.1	Verifikace modelu	- 71 -
6.3	Odlišná specifikace modelů nezaměstnanosti žen a mužů	- 77 -
6.4	Ověření robustnosti výsledných koeficientů	- 81 -
6.4.1	Ověření robustnosti modelů nezaměstnanosti při absenci podpory v nezaměstnanosti	- 82 -
6.4.2	Modely celkové nezaměstnanosti	- 85 -
6.5	Shrnutí výsledků odhadovaných modelů	- 88 -
	ZÁVĚR	- 92 -
	POUŽITÉ ZDROJE	- 95 -

Úvod

Zvyšování minimální mzdy je zásadním předmětem politického sporu v České republice. Pravicové politické strany zdůrazňují možné negativní dopady zvyšování minimální mzdy na zaměstnanost na českém trhu práce. Pravicové politické strany vychází z neoklasického modelu trhu práce, kde při existenci minimální mzdy, která je vyšší než mzda vyčišťující trh, dochází k deformacím na straně nabídky i poptávky trhu. Zaměstnavatelům rostou náklady, a proto propouští zaměstnance s nižším mezním produktem než je státem stanovená minimální mzda, a z tohoto důvodu dochází k propouštění. Pravicové politické strany poukazují na fakt, že ačkoliv je smyslem minimální mzdy pomoci právě těmto mezním pracovníkům k zvýšení jejich blahobytu, tak stanovením vyšší minimální mzdy dochází k pravému opaku. Roste nezaměstnanost těchto pracovníků, kteří se stávají v podstatě nezaměstnatelnými a musí čerpat dávky státní sociální podpory. Na druhé straně tohoto sporu stojí levicové politické strany, které zdůrazňují sociální ochranu mezních pracovníků na trhu práce. Stewart (2004) uvádí, že empirické práce zabývající se vlivem zvyšování minimální mzdy na zaměstnanost či nezaměstnanosti vykazují bipolární výsledky. Některé práce poukazují na negativní vliv, jiné na pozitivní, nebo dokonce na nevýznamný vliv.

Tato diplomová práce si klade za cíl ověřit, zda zvyšování minimální mzdy zvyšuje míru nezaměstnanosti v České republice v letech 2006–2015. Dále si klade za cíl ověřit významnost dalších exogenních faktorů, které ovlivňují nezaměstnanost v ČR. Pomocí ekonometrické analýzy lineárně regresních modelů nezaměstnanosti, sestavených na základě předchozích studií, a ekonomické teorie exogenních vlivů na nezaměstnanosti. Pomocí těchto modelů si studie klade za cíl odpovědět na otázku, zda zvyšování minimální mzdy zvyšuje míru nezaměstnanosti v ČR. Výsledky této práce mohou sloužit státním úřadům pro další empirické studie této problematiky, nebo případnému stanovení vyšší hranice státní minimální mzdy.

Tato diplomová práce vychází z dříve provedených empirických výzkumů a ekonomických teorií, které provedli Card a Krueger (1994), Dickens, Machin, Manning (1999), Stewart (2004), Neumark, Wascher (2007), Fialková, Mysíková (2009), Majchrowska, Zolkiewski (2012) a další. Hlavními teoretickými východisky jsou modely vysvětlující vliv minimální mzdy na nezaměstnanost, které představili ve

své práci Brown, Gilroy, Kohen (1982). Tyto předchozí empirické a teoretické studie vykazují již zmíněné bipolární výsledky. Na základě neoklasického modelu nabídky a poptávky po práci byla stanovena hlavní hypotéza modelu. K hlavní hypotéze modelu je vytvořena alternativní hypotéza, která vyjadřuje předpokládaný vliv minimální mzdy autora.

H₀: Zvyšování minimální mzdy zvyšuje míru nezaměstnanosti.

H₁: Zvyšování minimální mzdy nemá významný vliv na míru nezaměstnanosti.

Dále byly stanoveny doplňující hypotézy modelu, pro další exogenní proměnné modelů nezaměstnanosti, které byly stanoveny na základě ekonomické teorie a předchozích empirických studií.

H₂: Růst hodnoty Kaitz indexu žen snižuje míru nezaměstnanosti žen.

H₃: Růst hodnoty Kaitz indexu mužů snižuje míru nezaměstnanosti mužů.

H₄: Růst difference minimální mzdy a životního minima zvyšuje míru nezaměstnanosti.

H₅: Zvyšování tempa růstu HDP snižuje míru nezaměstnanosti.

H₆: Růst míry inflace snižuje míru nezaměstnanosti.

H₇: Růst výše vyplacené podpory v nezaměstnanosti zvyšuje míru nezaměstnanosti.

H₈: Růst výše vyplaceného přídatku na dítě zvyšuje míru nezaměstnanosti.

H₉: Růst výše vyplaceného rodičovského příspěvku zvyšuje míru nezaměstnanosti.

H₁₀: Růst výše vyplaceného porodného zvyšuje míru nezaměstnanosti.

H₁₁: Růst vzdělanosti obyvatelstva snižuje míru nezaměstnanosti.

H₁₂: Růst nových volných pracovních míst snižuje míru nezaměstnanosti.

H₁₃: Růst aktivní politiky zaměstnanosti snižuje míru nezaměstnanosti.

Tyto hypotézy jsou testovány pomocí ekonometrických modelů, odhadovaných metodou nejmenších čtverců s robustními standardními chybami. K odhadu modelů nezaměstnanosti jsou využity dva datové soubory, které jsou sestaveny z časových řad očištěných o sezónnost dvěma způsoby. Použité časové řady jsou získány z databází serverů Eurostat, ČSÚ a MPSV. Časové řady jsou kvůli nestacionárnímu průběhu transformovány na první difference. Mezi vysvětlující proměnné, u kterých je analyzována závislost působení na vysvětlovanou proměnnou míru nezaměstnanosti v ČR, patří Kaitz index, difference minimální mzdy a životního minima, tempo růstu

HDP, míra inflace, podpora v nezaměstnanosti, a další proměnné podobné sociální tematiky.

Diplomová práce je rozdělena do šesti kapitol. První částí práce je teoretická část. Začátek první části práce má shrnující charakter, předkládá metody odhadů a závěry předchozích empirických prací, zabývající se vlivem minimální mzdy na zaměstnanosti či nezaměstnanost. Dále jsou v teoretické části práce uvedeny definice a funkce minimální mzdy, její historický vývoj v České republice a následovné srovnání se zeměmi Evropské unie, které uplatňují zákonnou minimální mzdu. Na závěr teoretické části jsou uvedeny mechanismy utváření minimální mzdy a teoretické modely vysvětlující vliv minimální mzdy na nezaměstnanost. Druhá kapitola práce je věnována hypotéze a teoretickému modelu. Zde jsou představeny kontrolní proměnné, u kterých je blíže specifikován jejich předpokládaný směr působení na míru nezaměstnanosti. Ve třetí kapitole se práce soustředí na použité časové řady, které jsou zařazeny do datových souborů, a na popis jejich deskriptivních statistik. Závěr této kapitoly je věnován metodám očištění dat, ve které jsou časové řady očišťovány o sezónnost, dále je zkoumána nestacionarita časových řad.

Hlavní část diplomové práce tvoří empirická analýza, která začíná čtvrtou kapitolou. Ve čtvrté kapitole jsou prezentovány základní regresní modely nezaměstnanosti. Pátá kapitola je věnována odhadům základních ekonometrických modelů, u kterých je provedena ekonometrická verifikace, ve které jsou především zkoumány Gauss-Markovy předpoklady. Po řešení porušení Gauss-Markovských předpokladů práce pokračuje poslední šestou kapitolou. V poslední kapitole této empirické práce jsou odhadovány konečné lineárně regresní modely nezaměstnanosti, na dvou datových souborech. Výsledky koeficientů modelů nezaměstnanosti žen, mužů a jejich odlišné specifikace jsou po následných verifikacích a testech robustnosti na závěr shrnuty a porovnány. Závěr kapitoly je věnován shrnutí odhadovaných modelů nezaměstnanosti, ověření stanovených hypotéz a porovnání s výsledky některých předchozích studií.

1. Teoretická část

Cílem této diplomové práce je analýza vlivu zvyšování minimální mzdy na míru nezaměstnanosti v České republice. V teoretické části práce budou představeny předchozí studie zabývající se analýzou vlivu minimální mzdy na zaměstnanost a nezaměstnanost. Dále jsou uvedeny definice a funkce minimální mzdy, její historický vývoj v České republice a následovné srovnání vývoje minimální mzdy v ČR se zeměmi EU. Poté jsou představeny mechanismy utváření minimální mzdy a na závěr teoretické části práce jsou představeny teoretické modely vysvětlující vliv minimální mzdy na zaměstnanost a nezaměstnanost.

1.1 Předchozí studie

Zvyšování výše minimální mzdy je významným předmětem politického sporu, ale i ekonomické teorie. Výše minimální mzdy a její srovnání s ostatními státy Evropské unie má významný vliv na širší skupinu obyvatel. Je tedy zřejmé, že zvyšování minimální mzdy bude mít výrazný politický dopad i v České republice. Kdy se do politického sporu dostávají pravicové a levicové politické strany. Problémem vlivu minimální mzdy na míru nezaměstnanosti se zabývají ekonomové a sociologové po celém světě například Card (1992), Card a Krueger (1994), Dickens, Machin a Manning (1999), Stewart (2004), Neumark a Wascher (2007). Studie zabývající vlivem zvyšování minimální mzdy na míru nezaměstnanosti či zaměstnanosti vykazují bipolární výsledky, některé poukazují na negativní vliv zvyšování minimální mzdy, jiné na pozitivní, či dokonce žádný vliv odkazuje Stewart (2004). Tato část práce se bude zabývat představením přehledů předchozích empirických a teoretických studií, zabývajících se vlivem minimální mzdy na míru nezaměstnanosti.

V ekonomické teorii vlivů zvyšování minimální mzdy na míru nezaměstnanosti tedy existují dva názorové proudy. Prvním názorovým proudem, o který se opírá politika pravicových stran, je neoklasicismus. Neoklasičtí ekonomové přichází s tvrzením, že ačkoliv zvyšování minimální mzdy má záměr pomoci mezním pracovníkům, tak je toto zvýšení připraví o práci. Neoklasický proud vysvětluje zvýšení nezaměstnanosti jako důsledek zvýšení minimální mzdy, kdy mezní pracovník není schopný vyprodukovat hodnotu mezního produktu alespoň ve výši minimální mzdy, což vede k jeho

propuštění. Tito mezní pracovníci se pak stávají ve své podstatě nezaměstnatelnými, protože nemají dostatek schopností, které by jim zajistily dostatečné možnosti získat jinou práci, za předpokladu jednotné zákonné minimální mzdy. Tito nedobrovolně nezaměstnaní jedinci jsou odkázáni na sociální pomoc státu. Efekt zvýšení minimální mzdy má tedy v tomto případě za příčinu zvýšení míry nezaměstnanosti a vládních výdajů na sociální politiku. Neoklasičtí ekonomové tedy přichází s tvrzením, že ačkoliv je cílem zákonné minimální mzdy zvýšit produkt mezních pracujících, skutečný dopad je přesně opačný, protože tito pracovníci se za danou zákonnou minimální mzdu stanou nezaměstnatelnými. Druhý pohled na konečný vliv zvyšování minimální mzdy na míru nezaměstnanosti nabízí nová ekonomie minimální mzdy. Nová ekonomie minimální mzdy přichází se závěry, podle kterých se vyskytuje nevýznamný či velmi malý dopad zvyšování minimální mzdy na míru nezaměstnanosti. Některé studie dokonce přichází s poklesem míry nezaměstnanosti po zvýšení minimální mzdy. Nyní budou uvedeny výchozí empirické studie, které přichází s výše uvedenými konečnými vlivy růstu minimální mzdy na celkovou zaměstnanost v ekonomice.

Mincer (1976) se zabývá ve své práci efektem nezaměstnanosti a vlivem minimální mzdy. Účelem jeho práce je analyticky a empiricky prozkoumat rozlišení efektem minimální mzdy na zaměstnanost a nezaměstnanost. Teoretická analýza jeho práce naznačuje, že minimální mzda generuje sociálně zbytečný přesun pracovní síly mezi minimální mzdou pokrytým a nepokrytým sektorem, a také mezi tržním a netržním, černým pracovním trhem. Směr tohoto přesunu pracovní síly a výsledné změny ve mzdě na nepokrytém sektoru jsou nepředvídatelné na základě předchozí zkušenosti. I přes existenci nepokrytého sektory, minimální mzda vytváří nezaměstnanost, která není pouze přechodná. Mincer uvádí, že úroveň nezaměstnanosti, velikost mzdového diferenciálu a směr mobility pracovníků záleží na poptávkových elasticitách práce v sektorech pokrytých a nepokrytých minimální mzdou, celkovou elasticitou pracovní poptávky, pokrytím minimální mzdy a mírou neobsazenosti pracovních míst v sektoru pokrytém minimální mzdou. Podle teoretické analýzy má pracovní síla růst nebo klesnou, vzhledem k poklesu zaměstnanosti závisující na poptávkové elasticitě. Zjištění negativního efektu na pracovní sílu indikuje, že poptávkové elasticity nejsou tak malé, aby způsobily nárůst v pracovní síle, a že pracovníci s nízkou mzdou, kteří nejsou zaměstnání v sektoru s minimální mzdou, vnímají minimální mzdu jako zhoršení jejich mzdových vyhlídek.

Brown, Gilroy a Kohen (1982) ve své studii efektu minimální mzdy na zaměstnanost a nezaměstnanost představují podstatnou revizi původně provedených studií tohoto typu. Jejich průzkum byl zaměřen na efekt minimální mzdy na zaměstnanost a nezaměstnanost. Autoři uvádí, že tento efekt je důležitý, ale nelze ho jednoznačně určit, protože má distribuční a účinné důsledky. Nelze tedy snadno určit ztrátu mrtvé váhy v důsledku minimální mzdy od jeho účinků na status pracovní síly. Efekt minimální mzdy má navíc dopad na distribuci příjmu, vliv na mzdové rozdělení a pozici pracovníků získávajících nízkou mzdu, jakož i na efekt zaměstnanosti, který zkoumali. Vliv na mzdy zahrnuje relativní přímočaré zvyšování mezd některým pracovníků na výši minimální mzdy a také má vliv na mzdy, které jsou nad mzdami minimálními. Autoři uvádí, že teoretická analýza vztahu mezi minimální mzdou na zaměstnanost a nezaměstnanost se výrazně rozšířila v posledních desetiletích. Shrnutí jejich revize uvádí, že nejvíce frekventované studie empirických studií zaměřené na mladistvé, dochází k výsledkům, které tvrdí, že 10% zvýšení minimální mzdy snižuje zaměstnanost mladistvých o 1 až 3 %. Dále autoři uvádí, že méně důvěryhodné jsou práce zabývající se efektem minimální mzdy na zaměstnanost v nízko placených odvětvích. Negativní efekt na zaměstnanost je důslednou vlastností studií nízko placených manufakturních a zemědělských odvětví, kde se výsledky zcela odlišují.

Card (1992) ve své práci analyzuje zvýšení výše hodinové minimální mzdy v Kalifornii z 3,35 USD na 4,25 USD v roce 1988. Card uvádí, že v předchozím roce 11 % pracovníků v Kalifornii pracovalo za nižší hodinovou mzdu než nová státem stanovená minimální hodinová mzda. Ve své práci využívá publikovaná data z běžného průzkumu populace. Využitím metody difference-in-differences analyzuje vývoj zaměstnanosti v závislosti s růstem minimální mzdy v Kalifornii. Výsledky této změny porovnává s kontrolní skupinou států, které nezvýšily výši minimální mzdy. Zvýšení minimální mzdy vedlo ke zvýšení výdělků nízko placených pracovníků o 5-10 %, není patrné, že by zvýšení mělo významný vliv na snížení zaměstnanosti v obchodním průmyslu. Při zvýšení minimální hodinové mzdy byl zaznamenán vliv na zaměstnanost mladistvých; kdy se hodinové a týdenní výdělky zvýšily o 10 % a zaměstnanost mladistvých vzrostla o 4 %. Výsledky jeho empirického výzkumu byly v rozporu s očekáváním, založeném na studiích agregovaných časových řad, ve kterých došlo k 3-8% redukci v zaměstnanosti mladistvých.

Neumark a Wascher (1992) se ve své práci zabývají efektem minimální mzdy na zaměstnanost. Na základě ekonometrického lineárního regresního modelu, odhadovaného na panelových datech v letech 1973–1989 a dochází k následujícím výsledkům. Panelová data zahrnují množinu minimálních mezd, které pokrývají lokální ekonomické podmínky, které se skládají z ročních pozorování zahrnující 50 států od roku 1977 do roku 1989. Odhady indikují, že 10% nárůst výše minimální mzdy zapříčiní 1–2% pokles zaměstnanosti mladistvých a 1,5–2% pokles v zaměstnanosti dospělých, podobně jako v předchozích studiích časových řad.

Card a Krueger (1994) ve své studii analyzují vliv zvýšení hodinové minimální mzdy z původních 4,25 USD na 5,05 USD ve státě New Jersey v dubnu 1992. Ke zhodnocení vlivu zvýšení hodinové minimální mzdy autoři provedli výzkum ve 410 fast-food restauracích v New Jersey a východní Pensylvánii, a to před a po zvýšení hodnoty minimální mzdy. Srovnání růstu zaměstnanosti v tomto odvětví provedli pomocí metody difference-in-differences, kdy fast-food prodejny v New Jersey byly tzv. treated skupinou, zatímco fast-foodové pobočky ve státě Pensylvánie posloužily jako kontrolní skupina, ve které zůstala hodinová minimální mzda konstantní. Pomocí zmíněné metody provádí autoři odhady k porovnání skupiny ovlivněné růstem minimální mzdy se skupinou kontrolní. Autoři pomocí odhadovaného modelu dochází k výsledkům, které dokazují růst zaměstnanosti ve fast-foodovém odvětví v New Jersey a to v souvislosti s růstem zákonné hodinové minimální mzdy, zatímco v Pensylvánii došlo k poklesu zaměstnanosti v tomto odvětví. Autoři se také zaměřili na vliv zvýšení minimální mzdy a na ceny produktů nabízených v prodejnách tohoto odvětví. Zjistili, že ceny fast-foodových jídel vzrostly v New Jersey relativně k cenám v Pensylvánii, to naznačuje, že značná část břemene zvýšení hodinové minimální mzdy byla přenesena na spotřebitele.

Dickens, Machin a Mannig (1999) se ve své studii zabývají efektem minimální mzdy na zaměstnanost v Británii. Autoři uvádí, že nedávné ekonomické práce zabývající se vlivem minimální mzdy zdůraznily, že standardní ekonomický model, kdy zvýšení minimální mzdy snižuje zaměstnanost, nepodporuje empirické práce na některých trzích práce. Ve své práci prezentují obecný teoretický model, kde zaměstnavatelé mají určitý stupeň monopsonní síly, který umožňuje minimální mzdě konvenční negativní vliv na

zaměstnanost, ale který také umožňuje neutrální nebo pozitivní vliv. Autoři využili teoretický rámec a vykonali empirické metody, díky kterým měřili efekt minimální mzdy ve Velké Británii, získali přesvědčivé důkazy o tom, že minimální mzda měla vliv na distribuci příjmů. Nicméně nedošlo k závěru, že by minimální mzda snižovala zaměstnanost. Autoři uvádí, že by tento výsledek mohl být považován za neobvyklý na konkurenčním trhu.

Fraja (1999) se zabývá legislativou minimální mzdy, produktivitou a zaměstnaností. Analyzuje efekt zákonné minimální mzdy na zaměstnanost s předpoklady, že firmy jsou schopné změnit pracovní podmínky jejich zaměstnanců a pracovníci mají odlišné preference ohledně charakteristiky jejich práce. Fraja uvádí, že se jeho hlavní zjištění shodují s výsledky práce Card, Krueger (1995), kdy tuto práci Fraja nazývá „nedávným poněkud matoucím důkazem vlivu změny minimální mzdy“. Autor zjistil, že efekty zvyšování zákonné minimální mzdy na zaměstnanost jsou omezené. Uvádí, že dochází k přenosu pozitivního efektu zvýšení minimální mzdy na pracovníky se mzdami již vyššími než úroveň mzdy minimální, kdy dochází k růstu jejich mezd. U pracovníků na úrovni minimální mzdy, kteří měli být ovlivněni pozitivním efektem zvýšení minimální mzdy, dochází ke zhoršení pracovních podmínek a k jejich shlukování. Tyto výsledky práce nabízí potencionální základ pro budoucí empirické práce a testování těchto výsledků.

Stewart (2004) se zabývá efektem zaměstnanosti při stanovení státní minimální mzdy. Jeho článek odhaduje efekt zaměstnanosti u nízko příjmových pracovníků po zavedení zákonné minimální mzdy v roce 1999 a následujícího zvyšování v roce 2000 a 2001. Při zavedení minimální mzdy byla stanovena výše na 3,60 GBP/hod, následně zvýšena na 3,70 GBP/hod v roce 2000 a v roce 2001 na 4,10 GBP/hod. Ve své práci Stewart využívá metodu difference-in-differences, pomocí panelových dat z průzkumu pracovní síly určuje vliv minimální mzdy po zavedení a následném zvyšování na zaměstnanost nízko placených zaměstnanců, jejichž mzdy musely být zvýšeny, aby splňovaly zákonné minimum. Zaměřil se tedy na skupinu pracovníků, kteří byli přímo ovlivněni zavedením a zvyšováním minimální mzdy. Jejich následná zaměstnanost je srovnávána s kontrolní skupinou pracovníků, u kterých byla mírně zvýšena mzda v důsledku zavedení zákonné minimální mzdy. Pro možné odezvy z důvodu změn v makroekonomickém trendu zaměstnanosti, představuje estimátor sloužící ke

správnému nastavení zvyšující se minimální mzdy. Pomocí zvolené metody ekonometrického odhadu nezjistil Stewart žádný významný efekt na zaměstnanost po zavedení minimální mzdy ve Velké Británii v roce 1999 a jejímu následovnému zvyšování v letech 2000 a 2001.

Baštýř (2005) se zabývá dílčí analýzou vybraných aktuálních problémů uplatňování minimální mzdy v ČR. Ve své práci se zaměřuje na praktické uplatňování minimální mzdy v ČR, kdy své výsledky předává MPSV jako podklad pro řešení aktuálních problémů politiky v této oblasti. Ve své studii stručně shrnuje poznatky o funkcích a mechanismech utváření minimálních mezd, které lze vysledovat z praxe států EU i OECD. Dále analyzuje difference minimální mzdy podle krajů a snaží se odpovědět na otázku, zda by se mohlo stát odstupňování státní minimální mzdy podle regionů nosným prvkem k jejímu ustanovení a pro fungování v příjmových vztazích. Dále Baštýř uvádí, že přibližování minimální mzdy střední průměrné hladině má řadu závažných sociálních a ekonomických souvislostí. Působení minimálních mezd na nákladové podmínky podnikání má různou intenzitu a účinky především v závislosti na relativní úrovni minimálních mezd ve vztahu k obvyklé hladině mezd a na podílu zaměstnanců odměňovaných minimální mzdou na celkovém jejich počtu v jednotlivých podnikatelských subjektech, oborech a v souhrnu národní ekonomiky. Bezprostředním efektem je zpravidla růst počtu a podílu zaměstnanců odměňovaných minimální mzdou. Podstatnou skutečností je rostoucí náročnost zajištění minimální úrovně nákladů práce podnikatelskými subjekty. Jde jednak o přímý růst úrovně minimálních nákladů práce a dále o obvyklý růst nákladů práce u zaměstnanců.

Neumark a Wascher (2007) se zabývají mimo jiné minimální mzdou a zaměstnaností. Autoři se zaměřili na vliv minimální mzdy a EITC¹ v době po reformách blahobytu. Ve své práci popisují metody, které využili při odhadech molů pro mzdy, zaměstnanost a příjmy pro širokou šálu demografických a dovednostních skupin, ačkoliv se převážně soustředili na efekt minimální mzdy na zaměstnanost. Pomocí lineárně regresního modelu odhadují vliv exogenních proměnných, do kterých zařadili také minimální mzdu, na endogenní proměnnou modelu – zaměstnanost. Výsledky jejich odhadu prokazují, že zvýšení minimální mzdy v nedávných letech mělo negativní efekt na

¹ Earned Income Tax Credit

zaměstnanost, kdy se tento efekt převážně prokázal u mladistvých mužů. Pro mladé ženy se jim nepodařilo prokázat statistickou významnost negativního vlivu zvyšování minimální mzdy na jejich konečnou zaměstnanost, jako v případě mladých mužů.

Aaronson a French (2007) se zaměřili na důkazy vlivu minimální mzdy na zaměstnanost na výrobním trhu. Autoři usuzují, že zaměstnanost reaguje na změny minimální mzdy na modelu zaměstnanosti pro restaurační průmysl. Zatímco dokonale konkurenční trh naznačuje, že zaměstnanost klesá a ceny rostou po zvýšení minimální mzdy. Potenciální opozitní výsledek naznačuje model monopsonu. Autoři prezentují výsledky odhadů ukazující, že reakce cen na zvyšování minimální mzdy jsou v souladu s modelem trhu dokonalé konkurence. Autoři využívají model pracovní poptávky ke kalibrování reakci zaměstnanosti na změny minimální mzdy v restauračním průmyslu. Autoři dochází k výsledkům, kdy nejpříjemnější parametr naznačuje, že při 10% zvýšení minimální mzdy se sníží zaměstnanost pracovníků s nízkými dovednostmi o 2–4 % a celková zaměstnanost restaurace o 1–3 %.

Fialová a Mysíková (2009) si kladou za cíl kvantifikovat vliv minimální mzdy na výkonnost trhu práce v ČR. Ve své analýze využívají regionální data z let 1995–2004, pomocí kterých odhadují vliv minimální mzdy upravené pro regionální rozdíly v platech na regionální nezaměstnanosti. Odhady regresních modelů provádí pomocí metody generalizovaných nejmenších čtverců na panelových datech. Data jsou získána z publikace Okresy České republiky. Jejich výsledek naznačuje, že zvyšování minimální mzdy od roku 1995 mělo významný vliv na růst regionální nezaměstnanosti a snížení pravděpodobnosti zaměstnání nízko placených pracovníků. Nicméně jejich datová základna byla na ročních panelových datech a robustnost výsledných koeficientů je odlišná, v případě různých modelů. Tedy při interpretaci výsledků analýzy autorů musí být brána v potaz nízká robustnost výsledků.

Majchrowska a Zolkiewski (2012) ve své studii zkoumají efekt minimální mzdy na zaměstnanost v Polsku. Účelem jejich práce je ověřit hypotézu, zda může mít minimální mzda negativní vliv na zaměstnanost v Polsku. Po přezkoumání teoretické literatury věnované tématu minimální mzdy a prodiskutování stylizovaných faktů polského trhu práce, autoři definují ekonometrický model k ověření vlivů minimální mzdy na zaměstnanost. Empirickou analýzu provádí pomocí dynamického regresního modelu na

panelových datech v letech 1999–2010. Hlavní výsledky práce poukazují na fakt, že minimální mzda měla negativní dopad na zaměstnanost v letech 1999–2010. Negativní efekt minimální mzdy na zaměstnanost byl prokázán u mladých zaměstnanců během periody podstatného zvyšování minimální mzdy v letech 2005–2010. V jejich práci zjistili, že jednotná státní minimální mzda může být obzvláště škodlivá pro zaměstnanost v chudších regionech státu.

Sirovátka a Šimíková (2013) se zabývají ve své teoretické práci politikou zaměstnanosti a dalšími opatřeními na trhu práce v dlouhém období a v průběhu krize. Cílem práce je shrnout zkušenosti pracovníků úřadů práce na základě průzkumů a programů rozhovorů o problémech na trhu práce ČR. Autoři uvádí, že znevýhodnění ohrožených skupin se prohlubuje, protože o pracovní místa soutěží více nezaměstnaných, kteří je odsouvají (teorie fronty). Role politik zaměstnanosti je sice v jistém ohledu pouze doplňková ke komplexu makroekonomických zásahů z hlediska oživení, ale sehrává mimořádnou roli v ohledech zmírnění dopadů krize na pracovní sílu. Omezuje časovou prodlevu mezi odezněním recese a oživením trhu práce, napomáhá celkové pružnosti trhu práce. Dále se zabývají příčinami nezaměstnanosti, které dělí na trvalé příčiny nezaměstnanosti a příčiny nezaměstnanosti v době krize. Dále opatřeními v oblasti sociální a veřejné politiky. Další vliv má přizpůsobení vzdělávacího systému dlouhodobým potřebám trhu práce, stejně tak i jeho krátkodobým potřebám. Dále má výrazný vliv pružný pracovní režim a legislativa v oblasti zaměstnávání, snížení odvodů na sociální pojištění a poté i regulace zahraniční migrace na trhu práce. V zemích EU a také v ČR je aktivace nezaměstnaných podmíněna efektivním propojením opatření aktivní politiky zaměstnanosti a také „aktivaci“ systémů podpor příjmu nezaměstnaných, tedy hmotného zabezpečení v nezaměstnanosti. Převládá názor nesnižovat podporu v nezaměstnanosti, nebo dávky hmotné nouze, naproti tomu bývá přikláněno k tomu více diferencovat podpory v nezaměstnanosti podle předchozí doby zaměstnání. V ČR je postavena diferenciace zejména na kritériu věku, kdežto autoři preferují diferenciaci na základě doby nezaměstnanosti. Dále uvádějí příčiny nezaměstnanosti v současnosti, kterými jsou osobní překážky a problémy tedy nedostatečná kvalifikace, pečovatelská povinnost, schopnost hledání práce, rodinné problémy. Poté motivace, která je individuální, ale také velmi komplexní faktor, týká se osobnostních předpokladů nezaměstnaných, také jejich zkušeností z předchozích zaměstnání a strukturálních

změn. Hlavní je ztráta návyků a motivace v důsledku nezaměstnanosti, nedostatek finanční motivace, role nízké sebedůvěry a špatných zkušeností.

1.2 Definice a funkce minimální mzdy

Minimální mzda je nejnižší přípustná výše odměny za práci v základním pracovněprávním vztahu. 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 (§ 111, Zákon č. 262/2006 Sb.). Podle zákoníku práce se minimální mzda týká všech pracovněprávních vztahů. Konkrétně tedy pracovní poměry a právní vztahy založené dohodami o práci konané mimo pracovní poměr, kterými jsou dohoda o pracovní činnosti a dohoda o provedení práce. Nárok na minimální mzdu vzniká samostatně v každém pracovněprávním vztahu. Platí to i v případě, že zaměstnanec sjednal více pracovněprávních vztahů pouze s jedním zaměstnavatelem. Minimální mzda se vztahuje i na zaměstnance, kteří vedle mzdy nebo platu pobírají dávky sociálního zabezpečení, např. starobní důchod.

Výše základní sazby minimální mzdy a podmínky pro její poskytování stanovuje vláda nařízením, které nabývá účinnosti zpravidla od počátku kalendářního roku. Podle nařízení vlády č. 567/2006 Sb., o minimální mzdě činí, základní sazba minimální mzdy pro stanovenou týdenní pracovní dobu 40 hodin 9 900 Kč za měsíc nebo 58,70 Kč za hodinu. Zaměstnanci, který má sjednanu kratší pracovní dobu nebo, který neodpracoval v kalendářním měsíci příslušnou pracovní dobu odpovídající stanovené týdenní pracovní době, se sazba minimální mzda snižuje úměrně odpracované době. (MPSV)

Definici minimální mzdy, která odpovídá obecným, podstatným rysům v souladu s evropským pojetím nabízí Baštýř (2005). Minimální mzda je nejnižší úroveň mzdy, kterou je zaměstnavatel povinen podle právního předpisu nebo, na základě kolektivní smlouvy mezi zaměstnavatelem a zaměstnancem, který je obvykle zastupován odbory, poskytnout za vykonanou práci nebo jako plnění vyplývající z pracovního poměru.

Minimální mzda plní směrem k zaměstnancům a zaměstnavatelům dvě základní funkce, obdobně jako v jiných zemích. Konkrétně se jedná o funkci sociálně-ochranou a funkci ekonomicko-kriteriální.

Sociálně-ochrannou funkcí minimální mzdy se rozumí funkce ochrany zaměstnance před chudobou, kdy má minimální mzda umožnit bytí na úrovni skromné hmotné spotřeby a sociálních kontraktů. Zaměstnavatelům má ochranná funkce minimální mzdy zajistit základní rovné podmínky mzdové konkurence. Tímto má zabránit mzdovému podbízení zahraničních sil. Zabraňuje mzdovému dumpingu v souvislosti s volným pohybem pracovních sil v rámci EU.

Druhou základní funkcí minimální mzdy je ekonomicko-kriteriální funkce. Tato funkce vytváří předpoklady pro příjmovou motivaci občanů k vyhledávání, přijetí a vykonávání pracovní činnosti, tj. pro zvýhodnění zaměstnanců prostřednictvím pracovního příjmu vůči osobám se sociálním příjmem. Pro zaměstnavatele představuje minimální mzda nejnižší úroveň nákladů na mzdy zaměstnanců. (MPSV, 2007) V této souvislosti uvádí Pavelka (2014), že mzdové náklady práce u některých firem tvoří dominantní část celkových výrobních nákladů. Existence minimální mzdy může tedy vést v této souvislosti k bránění „pocitivé“ firmy před mzdovým dumpingem jiné firmy, které by záměrně platily svým zaměstnancům nižší mzdy.

Funkce minimální mzdy a s ní spojené zájmy zaměstnanců a zaměstnavatelů nejsou přirozeně stejné, proto není jednoduchou záležitostí řešení legislativní úpravy minimální mzdy. Baštýř (2005) uvádí, že vymezení minimální mzdy je úzce spojeno s náklady na mzdy zaměstnanců. Mzdové náklady tvoří převažující část úplných nákladů práce, kterými se rozumí výdaje vynaložené na nábor, výchovu, platy zaměstnanců a povinné příspěvky zaměstnavatelů na sociální a zdravotní pojištění. Pokud tedy výnosy podnikatelského subjektu nepokryjí alespoň minimální náklady práce, které jsou odvozeny od minimální mzdy, musí být činnost ukončena.

1.3 Historický vývoj minimální mzdy v České republice

Minimální mzda v České republice má více než stoletou historii. Česká republika patří k prvním zemím Evropy, kde se minimální mzda začala používat. Začala se používat pro některé málo placené profese od roku 1919. Sazba minimální mzdy byla stanovena různě, ať hodinově, denně či týdně, dle výrobního odvětví v závislosti na pohlaví a věku zaměstnance. Pracovní poměr a mzdové podmínky byly upravovány pomocí kolektivních smluv mezi zaměstnanci a zaměstnavateli.

V době socialistického Československa byla minimální mzda spojována s prvními tarifními třídami mzdových stupnic. V letech 1950 a 1964 byly ratifikovány dvě základní úmluvy Mezinárodní organizace práce týkající se minimálních mezd (Úmluva č. 26 a č. 99). Obě byly po rozdělení Československa ratifikovány i Českou republikou. Všeobecně závazná zákonná úprava minimální mzdy byla v ČR zavedena od roku 1991 (MPSV, 2007).

V následující tabulce je uvedena výše minimální mzdy od jejího zákonného stanovení v roce 1991. Minimální mzda v této podobě byla stanovena vládou v nařízení vlády č. 99/1991 Sb., o stanovení minimální mzdy, 1. února 1991.

Tabulka 1 Vývoj minimální mzdy od roku 1991

Období	Výše minimální mzdy (Kč/měsíc)	Hodinová sazba (Kč/hodina)
Únor 1991	2000	10,80
Leden 1992	2200	12,00
Leden 1996	2500	13,60
Leden 1998	2650	14,80
Leden 1999	3250	18,00
Červenec 1999	3600	20,00
Leden 2000	4000	22,30
Červenec 2000	4500	25,00
Leden 2001	5000	30,00
Leden 2002	5700	33,90
Leden 2003	6200	36,90
Leden 2004	6700	39,60
Leden 2005	7185	42,50
Leden 2006	7570	44,70
Červenec 2006	7955	48,10
Leden 2007	8000	48,10
Srpen 2013	8500	50,60
Leden 2015	9200	55,00
Leden 2016	9900	58,70

Zdroj: Vlastní zpracování, MPSV

1.4 Srovnání minimální mzdy se zeměmi EU

Zákonem stanovenou minimální mzdu má v současné době 22 členských států Evropské unie. Následující obrázek zobrazuje výskyt zákonné minimální mzdy zemí EU.

Obrázek 1: Minimální mzda zemí EU



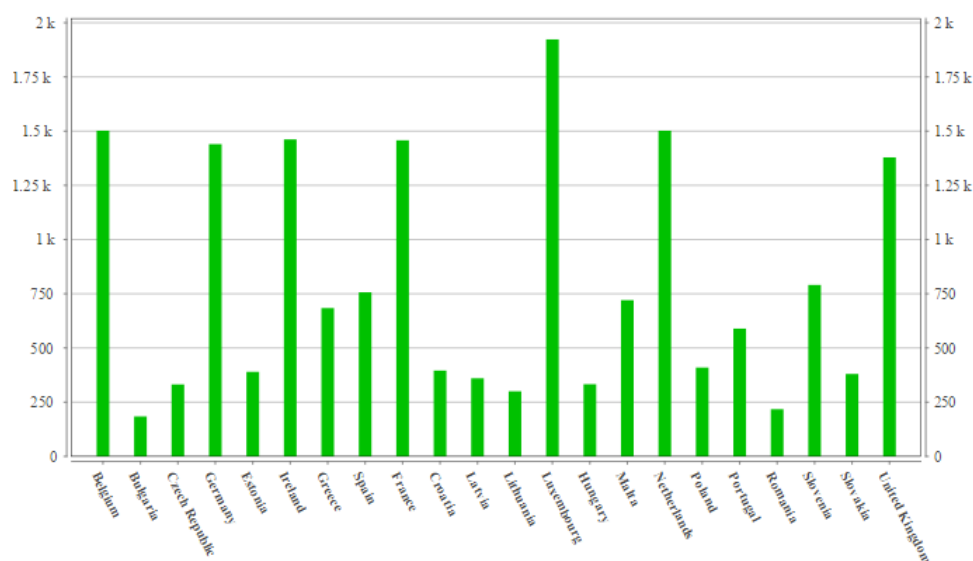
Zdroj: Eurostat

Ve výše uvedeném obrázku jsou barevně zobrazeny 4 skupiny zemí podle výše zákonné minimální mzdy. Měsíční minimální mzda je přepočítána na eura. Šedě označené země, kterými je například Itálie, Norsko, Finsko, Švédsko a jiné, jsou země, ve kterých minimální mzda není zákonně garantována. Barevně označené země, jsou země, ve kterých je uzákoněna minimální mzda. První skupinou zemí, vyznačující se nejnižší minimální mzdou v EU, která dosahuje hodnoty od 157–300 euro, jsou země označené světle žlutou barvou. Konkrétně tedy Bulharsko, Rumunsko, Makedonie, a Srbsko a Černá hora. Do druhé skupiny zemí, označených žlutou barvou, patří mimo jiné Česká republika a Slovenská republika. V této skupině zemí se pohybuje měsíční minimální mzda od 300 do 500 euro. Třetí skupina zemí, vyznačená světle zelenou barvou, spadá do hranice měsíční minimální mzdy od 500 do 1000 euro. Zeměmi s nejvyšší měsíční minimální mzdou, označenými tmavě zelenou barvou, jsou například Francie, Německo

a Velká Británie. V této skupině zemí dosahuje minimální mzda hodnoty 1200 až 1922,96 euro.

Následující grafické zobrazení srovnává výši měsíční zákonné minimální mzdy v roce 2015 u 22 zemích Evropské unie. Hodnoty jsou uvedeny v eurech.

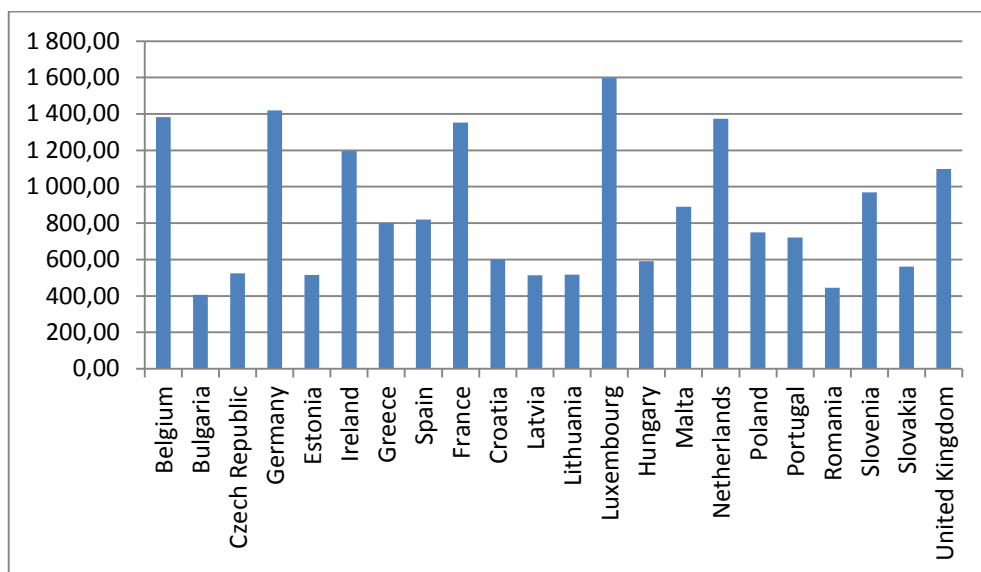
Graf 1: Výše minimální mzdy v EU v roce 2015, měřena v eurech



Zdroj: Eurostat

Z uvedeného grafického zobrazení výše minimálních mezd států Evropské unie a České republiky je zřetelné, že měsíční minimální mzdy v ČR patří mezi nižší. Úroveň minimálních mezd je mezi členskými státy velice odlišná. V případě srovnání vývoje minimální mzdy v zemích Evropské unie, pomocí parity kupní síly, se rozdíly výrazně mění. Protože rozdíly mezi zeměmi a převážně rozdíly v cenových hladinách jsou poměrně výrazné. Je tedy vhodnější využít k porovnání měsíční minimální mzdy států EU, hodnoty uvedené v paritě kupní síly, která přihlíží k rozdílům cenových hladin. Toto srovnání je uvedeno v následujícím grafu.

Graf 2: Výše minimální mzdy v EU v roce 2015, měřeno v paritě kupní síly



Zdroj: Vlastní zpracování, Eurostat

1.5 Mechanismy utváření minimální mzdy

Baštýř (2005) uvádí mechanismy utváření minimálních mezd členských států Evropské unie, kde je institut minimálních mezd systémově uplatňován. Pro utváření minimálních mezd jsou využívány institucionálně a metodicky rozmanité mechanismy. Tyto mechanismy lze rozdělit do dvou základních skupin. První skupina spočívá ve stanovení mzdového minima obecně závazným právním předpisem, tedy státní autoritou. Druhá je založena na závaznosti kolektivních smluv, které stanoví jednu minimální mzdu nebo více jejích úrovní, které mohou být členěny podle odvětví, oborů, kvalifikačních a profesionálních struktur.

Mechanismus stanovení minimální mzdy zákonem využívá 22 členských států Evropské unie. Mzdové minimum se uplatňuje buď u všech zaměstnanců podnikatelské a nepodnikatelské sféry, nebo v jejich převážné části. V případě profesí a oborů, na které se zákonná minimální mzda nevztahuje, jsou v takovém případě v zákoně taxativně vymezeny (Baštýř, 2005). Základním rysem zákonem stanovené minimální mzdy jsou jednotně upravená pravidla, která vymezují okruhy a podmínky uplatnění minimální mzdy a základní sazbu minimální mzdy a podmínky jejího uplatnění. Všechny státy EU využívající zákonnou minimální mzdu mají jednotně stanovenou sazbu minimální mzdy. Jednotné vymezení systému minimální mzdy spočívá v tom, že

vytváří relativně příznivé podmínky pro realizaci ochranných a kriteriálních funkcí mzdového minima jak vůči zaměstnancům, tak zaměstnavatelům (Baštýř, 2005). Dalším rysem zákonem stanovené minimální mzdy, je relativně malá flexibilita všeobecné právní úpravy. Jde především o zcela dlouhodobě nepružné snižování vůči hladině spotřebitelských cen, vůči poklesu reálné kupní síly mezd. Tedy v případě poklesu celkové výkonnosti ekonomiky, kdy dochází k deflačním pohybům a předstihu hladiny spotřebitelských cen před nominální hladinou průměrných mezd. Systém přizpůsobování úrovně minimální mzdy na pohyb hospodářských veličin neobsahuje mechanismy reagující na trendy deflace a hospodářského poklesu. Tento fakt má za následek, že relace minimálních mezd se vůči mediánové mzdové hladině může zvýšit a vést k sevržení diferenciací mezd. Druhým typem nepružnosti mzdového minima uplatňovaného ve všech odvětvích s podstatnými sociálními a ekonomickými souvislostmi je její rigidita vůči odvětvové a profesní mzdové hladině. Minimální mzda je dána jednotnou hodnotou a její pohyb má jednostranný charakter. Růst úrovně sleduje růst hladiny spotřebitelských cen, nebo průměru reálných mezd z úhrnu ekonomiky, utváří se odvětvové a profesní úrovně mezd a jejich pohyb diferencovaně pod vlivem velké množiny faktorů. Na pohyb mezd působí konjunkturální faktory, kterými jsou fáze hospodářského cyklu národní ekonomiky a tržní pozice odvětví a profesí, která je odrazem převládajícího trendu tržních pozic jednotlivých hospodářských subjektů v rámci odvětví nebo profesní komodity (Baštýř, 2005). Rozdílné faktory ovlivňující úroveň pohybu průměrné mzdové úrovně na jedné straně a statutární minimální mzdy na straně druhé, vedou k výraznému odstupňování a proměnlivosti mezi mzdovým minimem a úrovní odvětvově-profesních průměrů a hladin. Působení statutární jednotné minimální mzdy na různá odvětví a v jejich rámci působících subjektů je velmi rozdílné. Subjekty s vysokým podílem zaměstnanců, pobírající minimální mzdy a jí blízké nízké mzdy, se často zabývají relativně jednoduchými, málo sofistikovanými službami nebo výrobami. Postavení těchto subjektů na trhu práce je často nejisté a charakterizované nízkou konkurenční schopností. Značná část těchto činností se koncentruje v odvětvích zemědělství, lehkého zpracovatelského průmyslu a v jednoduchých obchodních, dodavatelských a osobních službách. (Baštýř, 2005)

Z toho tedy plyne, že stanovení jednotné minimální mzdy vyžaduje přihlížení k úrovni i diferenciaci odvětvových a profesních mzdových hladin a průměrů. Také je nutné analyzovat podíl zaměstnanců odměňovaných v jednotlivých odvětvích a v nich

působících subjektech mzdovým minimem v důsledku zvýšení úrovně minima na náklady práce. Pro vyvážené fungování jednotné minimální mzdy jsou ze mzdových vztahů zcela prioritní vztahy ke mzdové hladině, průměrné hodnotě mezd celé národní ekonomiky a za ty odvětvové průměrné mzdové souhrny, v nichž se soustředí velký počet a podíl zaměstnanců placených minimální mzdou a mzdami blízkými této úrovni. (Baštýř, 2005).

Druhým hlavním systémem utváření minimálních mezd je jejich stanovení pomocí kolektivních smluv. Tyto mechanismy využívají členské státy EU, ve kterých se neuplatňuje zákonná minimální mzda. Uplatňují ji z důvodu vysoké míry odborné organizovanosti. Tímto mechanismem je stanovena jedna či více úrovní minimální mzdy v závislosti na odvětví, oboru, profesní struktuře či kvalifikace. Základním předpokladem uplatnění systému stanovení minimálních mezd prostřednictvím kolektivních smluv je rozvinutost kolektivního jednání sociálních partnerů, především na nadpodnikové úrovni. To znamená existenci fungujících svazů zaměstnavatelů a zaměstnanců, tedy odborové svazy. Dále stanovení minimálních mezd prostřednictvím tohoto systému je značná flexibilita ve vztahu k minimální hodnotě práce, tedy nejnižší úrovně složitosti, odpovědnosti a namáhavosti práce v jednotlivých odvětvích a oborech. Také při stanovení minimální mzdy je velice významná vyjednávací pozice zaměstnavatelů a zaměstnanců v jednotlivých odvětvích. (Baštýř, 2005).

1.6 Teoretické modely vysvětlující vliv minimální mzdy na nezaměstnanost

V této části práce jsou představeny a popsány základní teoretické modely vysvětlující vliv minimální mzdy na nezaměstnanost. Teoretické modely jsou využity především z teoretického shrnutí v práci Brown, Gilroy, Kohen (1982).

Většina studií ať empirických či teoretických zabývajících se vlivem zvyšování minimální mzdy na míru nezaměstnanosti využívá neoklasického modelu nabídky a poptávky po práci. Později byly do analýz vlivů minimální mzdy zahrnuty modely se zaměstnavatelem v pozici monopsonu a dvousektorové ekonomiky Brown, Gilroy, Kohen (1982).

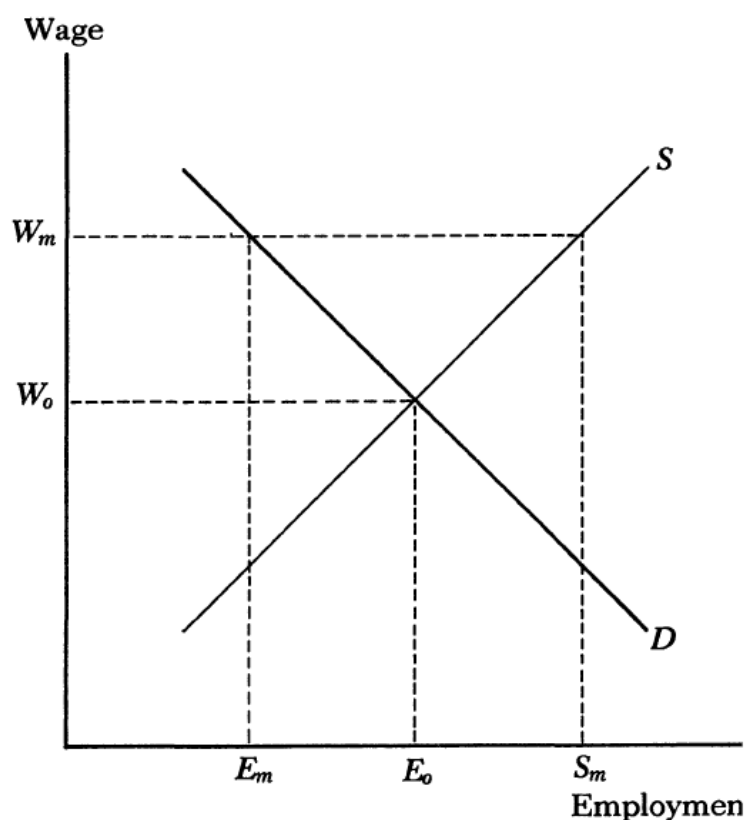
1.6.1 Neoklasický model nabídky a poptávky po práci

Základním modelem, zkoumají vliv stanovené úrovně minimální mzdy na zaměstnanost a nezaměstnanost, je neoklasický model nabídky a poptávky po práci. Předpoklady tohoto modelu jsou dokonale konkurenční trh práce s dokonalými informacemi a homogenní pracovní síla. Tyto předpoklady nejsou nicméně ve skutečnosti tak úplně splněny, trhy práce se vyznačují významnou heterogenitou poptávajících firem a heterogenitou práce nabízejících pracovníků, kdy jsou mzdy diferencovány pro pracovníky, kteří jsou odlišní ve svých schopnostech. Těmito porušeními se bude práce zabývat v následujících částech této kapitoly.

Neoklasické pojetí trhu práce stanovuje homogenním pracovníkům mzdu ve výši w_0 , která vyčišťuje trh a na trhu nevzniká nezaměstnanost. Nicméně v případě stanovení výše minimální mzdy w_m , nad mzdu vyčišťující trh, bude docházet ke snižování poptávaného množství práce. Protože zaměstnavatelé minimalizují náklady na původní úrovni mzdy vyčišťující trh práce. Před stanovením zákonné minimální mzdy jsou dovednosti pracovníka a úroveň ochoty identické a jsou dány exogenně. Zavedením minimální mzdy, která je nad úrovní mzdy vyčišťující trh, není považováno tržní rovnováhou. Při zavedení minimální mzdy dochází ke zvýšení nákladů zaměstnavatelů, dochází k poklesu poptávaného množství práce a firmy propouští pracovníky, její mezní produkt práce je nižší než je stanovená úroveň minimální mzdy. Na základě tohoto neoklasického modelu nabídky a poptávky po práci, vysvětlují neoklasičtí ekonomové problém zvyšování minimální mzdy, která se týká především pracovníků s nízkým mezním produktem práce a zkušenostmi. Koncept zvyšování zákonné minimální mzdy, která má zvýšit blahobyt a životní úroveň pracovníků s nízkými mezními produkty, zkušenostmi a pracovními možnostmi, tedy ve skutečnosti zvyšuje míru jejich nezaměstnanosti. Při snížení poptávaného množství práce dochází současně k zvýšení nabízeného množství práce, protože za současnou vyšší úroveň mzdy, která je vyšší než mzda vyčišťující trh, se bude o práci ucházet vyšší počet pracovníků. Těmito pracovníci mohou být pracovníci, kteří nebyli ochotni za současnou výši rovnovážné mzdy nabízet práci a raději pobírali sociální dávky od státu. S příchodem nových ucházejících se pracovníků bude vznikat vyšší nezaměstnanost. Výše této úrovně nezaměstnanosti popisuje pomyslná úsečka v rozsahu $S_m - E_m$ v následujícím obrázku. Kde S_m označuje počet pracovníků ochotných pracovat za mzdu w_m , zatímco E_m označuje počet

pracovníků, kteří jsou poptáváni firmami za stanovenou minimální mzdu. Pomyslná úsečka v rozsahu $E_0 - E_m$ zobrazuje ztrátu zaměstnanosti, která je vyvolaná stanovením minimální mzdy nad mzdu rovnovážnou. Někteří z těchto nezaměstnaných pracovníků, se mohou rozhodnout, že aktivní hledání hodnotné práce je pro ně nepříznivé. Tímto se stávají neaktivními v hledání práce a nejsou zahrnuti do oficiálního počítání nezaměstnanosti.

Obrázek 2: Neoklasický model nabídky a poptávky po práci



Zdroj: Brown, Gilroy, Kohen (1982)

1.6.2 Monopson

Známostou výjimkou na trhu práce, ve kterém stanovení minimální mzdy může mít pozitivní vliv na zaměstnanost, je trh zahrnující zaměstnavatele v pozici monopsonu. Tato situace nastává, existuje-li pouze jedna firma na straně poptávky po práci, která poptává nějaký specifický druh práce. Toto postavení dává zaměstnavateli možnost díky své tržní síle stanovovat mzdu. Zaměstnavatel je označován jako mzdový tvůrce, zatímco zaměstnanec je označován jako mzdový příjemce. Zaměstnanci nemohou snadno získat zaměstnání u jiných zaměstnavatelů, protože je jejich specializace úzce spojená s kvalifikací pro daný obor, nebo sektor. Vyjednávací síla těchto pracovníků je nízká. Typickým příkladem těchto zaměstnanců jsou sportovci, učitelé základních škol, nebo pracovníci s významnou geografickou imobilitou.

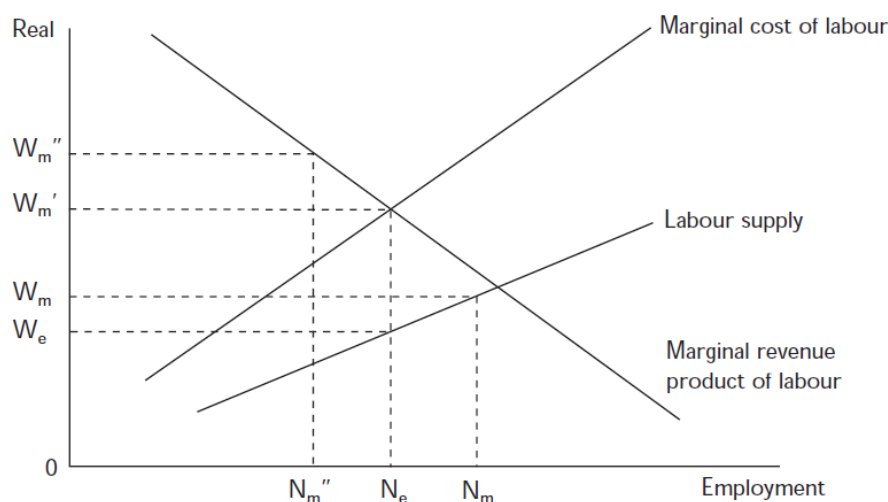
V případě monopsonu, kdy není stanovena zákonná minimální mzda, převyšují mezní náklady na práci monopsonu cenu nabídky práce². V tomto případě jsou práci nabízející jedinci najímáni až do bodu, kdy se mezní náklady na práci budou rovnat poptávce po práci³. Díky své tržní síle může zaměstnavatel stanovit mzdu na úroveň W_e , kdy se dostane pod hodnotu mezního produktu práce, ze které zaměstnavateli plyne zisk. Při zavedení minimální mzdy na úroveň W_m se zvyšuje zaměstnanost na N_m , z monopsonu se díky zavedení zákonné minimální mzdy stává mzdový příjemce. Tento pozitivní efekt stanovení zákonné minimální mzdy je maximalizován až do takové úrovně, kdy je dosaženo mzdy odpovídající úrovni na dokonale konkurenčním trhu práce a plné zaměstnanosti. Tento efekt nastává v situaci, kdy se mezní produkt práce rovná průměrným nákladům na práci, tedy když je poptávka po práci rovná nabídce práce. V případě stanovení minimální mzdy ve výši W_m je úroveň zaměstnanosti stejná jako v situaci kdy byl zaměstnavatel mzdový tvůrce a nebyla zákonem daná výše minimální mzdy. V tomto případě ale převyšuje nabídka práce poptávku, kdy tento převis vede k nezaměstnanosti ve velikosti rozdílu mezi poptávkou a nabídkou práce. Při dalším zvyšování minimální mzdy by docházelo k vyššímu převisu nabídky nad poptávkou, a docházelo by tak k dalšímu růstu nezaměstnanosti. Tento model tedy dochází k závěru, kdy při vhodně zvolené úrovni minimální mzdy, může přispět její existence ke konečnému snížení nezaměstnanosti v daném sektoru ekonomiky. V následujícím

² Nabídka práce je dána průměrnými náklady na práci.

³ Poptávka po práci je dána mezní hodnotou produktu práce.

obrázku jsou graficky prezentovány výše zmíněné vlivy stanovení minimální mzdy na zaměstnanost na trhu práce v případě zaměstnavatele v pozici monopsonu.

Obrázek 3: Monopson a vliv stanovení minimální mzdy



Zdroj: OECD Employment Outlook (1998)

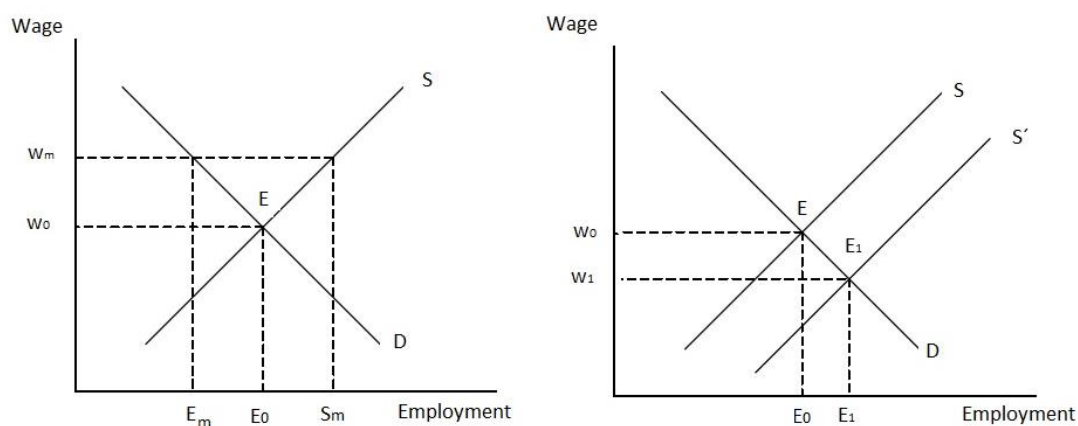
1.6.3 Dvousektorový model

Dvousektorový model je rozšíření neoklasického modelu nabídky a poptávky po práci, který představil Welch v roce 1974. Hlavním předpokladem tohoto rozšířeného modelu je zavedení minimální mzdy pouze na některé vybrané sektory, není aplikována na celou ekonomiku. Tento model zavádějící minimální mzdu do jednoho sektoru poukazuje na to, že sektor se zavedenou minimální mzdou reaguje na toto zavedení, tak jako kdyby bylo zavedeno na všechny sektory ekonomiky. Welch předpokládá, že původní rovnovážná mzda je u obou sektorů stejná, díky tomu jsou zaměstnanci rovnoměrně rozmístěni v obou sektorech. Zaměstnanci, kteří byli kvůli zavedení minimální mzdy v prvním sektoru propuštěni, se přesouvají za prací do druhého sektoru, kde není zavedena minimální mzda, čímž dochází k růstu nabídky práce v druhém sektoru. Důsledkem této zvýšené nabídky práce v druhém sektoru je růst zaměstnanosti a snížení trh vyčísťující mzdy.

Přechod zaměstnanců, kteří přišli v prvním sektoru kvůli zavedení minimální mzdy o práci, do sektoru bez minimální mzdy, nezaručuje jisté zaměstnání. Protože kvůli

zvýšené nabídky práce v druhém sektoru dochází zároveň k poklesu rovnovážné mzdy, mohou se někteří pracovníci rozhodnout nepracovat, z důvodu poklesu mzdy pod výši jejich rezervační mzdy. Těmito pracovníky mohou být pracovníci přicházející ze sektoru s minimální mzdou, nebo pracovníci již pracující v druhém sektoru. V případě dvou sektorů tedy a určení výsledného vlivu zavedení minimální mzdy na zaměstnanost mají velice důležitý vliv elasticita nabídky a poptávky po práci, rezervační mzdy pracovníků v druhém sektoru a velikost sektoru bez zavedené minimální mzdy.

Obrázek 4: Dvousektorový model, kde první model zobrazuje sektor se zavedenou minimální mzdou a druhý model zobrazuje model bez zavedení minimální mzdy



Zdroj: Vlastní zpracování podle Brown, Gilroy, Kohen, 1982

1.6.4 Dvousektorový model s frontou v sektoru krytém minimální mzdou

S tímto rozšířením Welshova dvousektorového modelu přichází Mincer (1974) a Gramlich (1976). Původní Welshův model představuje tři možnosti pro pracovníky, kteří se rozhodnou, zda budou pracovat v prvním sektoru pokrytém minimální mzdou, v druhém sektoru nepokrytém minimální mzdou, nebo nebudou pracovat vůbec. Kdežto Mincer a Gramlich do svých modelů zavádí čtvrtou možnost pro pracovníky, která nastává v případě nezaměstnaného pracovníka hledajícího práci v sektoru s minimální mzdou. Předpokládají, že si nezaměstnaní volí sektor s minimální mzdou z důvodu vyšší očekávané mzdy. Výše očekávané mzdy je určena součinem pravděpodobnosti nalezení práce v sektoru pokrytém minimální mzdou a výší minimální mzdy.

V rovnováze se pak očekávané mzdy v obou sektorech musí rovnat. $PW_m = W_u$, kde W_u je očekávána mzda v sektoru nepokrytém minimální mzdou. Je však velice nepravděpodobné, aby pracovník nezaměstnaný v sektoru bez minimální mzdy hledal práci v sektoru s minimální mzdou. Touto čtvrtou možností pro pracovníky byla zavedena do dvousektorového modelu nezaměstnanost představující pracovníci hledající práci v prvním sektoru.

1.6.5 Heterogenní pracovníci

V předchozích teoretických modelech jejich autoři pracují s homogenními pracovníky, nicméně tato podmínka nebývá v realitě splněna. Empirické výzkumy se pak často ve svých analýzách zaměřují na určité skupiny pracovníků, které jsou upřesněny různou demografickou specifikací. V těchto odlišných skupinách nabývají pracovníci různých mezd, kdy mladiství pracovníci s nízkými pracovními zkušenostmi získávají mzdu nižší, než je stanovené zákonné minimum, kdežto zkušenější a starší pracovníci získávají mzdu, která je vyšší než stanovené zákonné minimum. Na základě tohoto modelu autoři předpokládají, že zavedení minimální mzdy bude mít větší negativní efekt na zaměstnanost mladistvých.

Tento jednoduchý model předpokládá, že v porovnání efektu minimální mzdy na zaměstnanost v případě odlišných demografických skupin, skupina s vyšším podílem pracovníků získávajících minimální mzdu, bude čelit závažnější nezaměstnanosti. Na základě tohoto Brown, Gilroy a Kohen (1982) tvrdí, že stanovení minimální mzdy bude mít více negativní efekt na černé mladistvé než na bílé mladistvé, protože vyšší poměr černých mladistvých, bude přímo ovlivňováno minimální mzdou.

Další alternativní přístup k modelu s heterogenními pracovníky nabízí Heckman, Sedláček (1981), kteří představují model heterogenních pracovníků s dvěma typy schopností, kdy každá z těchto schopností je použitelná pouze v jednom sektoru. Tyto schopnosti mohou být pozitivně nebo negativně korelovány napříč pracovníky. Pracovníkovi je nabízena mzda, která je rovna násobku cenně schopností v daném sektoru a počtu jednotek schopností vlastněných pracovníky v tomto sektoru. Každý pracovník se rozhoduje, ve kterém sektoru bude pracovat, podle toho v jakém sektoru

dosáhne vyšší mzdy. Zaměstnavatelé najímají schopnosti do bodu kdy hodnota mezního produktu ze zkušenosti je rovna její ceně. V případě zavedení minimální mzdy v jednom sektoru dochází k propouštění pracovníků, kteří vydělávali původně méně, než je stanovená úroveň minimální mzdy. Po zvýšení mzdy v sektoru pokrytém minimální mzdou dochází ke zvýšení ceny schopností. Vyšší ocenění schopností pracovníků bude lákat pracovníky ze sektoru nepokrytého minimální mzdou, propuštěné pracovníky a také pracovníky doposud nenabízející svoji práci. Autoři uvádí, že vliv stanovení minimální mzdy v tomto modelu nelze jednoznačně stanovit.

1.6.6 Zaostávající přizpůsobování a efekt blahobytu

Dále Brown, Gilroy a Kohen na závěr ve svém teoretickém souhrnu zmiňují vliv zaostávajícího přizpůsobování zavedení minimální mzdy a efekt blahobytu. Zatímco zpožděné přizpůsobování minimální mzdy je základním teoretickým předpokladem, nebývá často prodiskutováno. Opožděné přizpůsobování zvyšování minimální mzdy je pravděpodobně méně přijímáno než většina ostatních kontextů, ve kterých jsou zpoždění běžně předpokládána. Autoři dále uvádí, že minimální mzda má přímý efekt na konkurenčních trzích. Zaměstnanost je snížena, je narušena efektivita trhu práce. Z důvodu, že někteří jedinci s mezním produktem převyšujícím jejich rezervační mzdu, nejsou schopni pracovat. V případě zaměstnavatele v pozici monopsonu může dojít ke zvýšení zaměstnanosti a zlepšení efektivnosti pracovního trhu.

2. Hypotéza a teoretický model

V této části práce budou na základě ekonomické teorie, předchozích empirických a teoretických prací, stanoveny a klasifikovány proměnné, které budou zahrnuty v teoretickém modelu. Na základě teoretických poznatků získaných studiem předchozích prací a teoretických model je sestaven teoretický model, který bude výchozí inspirací pro vytvoření ekonometrických modelů, pomocí kterých budou testovány stanovené hypotézy.

Na základě výchozí teorie a argumentů neoklasického modelu trhu práce, podle kterého minimální mzda deformuje trh, je stanovena hypotéza o negativním vlivu zvyšování minimální mzdy na míru zaměstnanosti, kterou lze formulovat následovně, kde má zvyšování minimální mzdy stejný směr pohybu jako míra nezaměstnanosti. Stanovená alternativní hypotéza o statistické nevýznamnosti zvyšování minimální mzdy na nezaměstnanost, je uvedena z důvodu předpokladu, který byl vnesen před samotnou analýzou. Z důvodu nízkého počtu zaměstnanců pobírajících minimální mzdu v ČR je předpokládán statisticky nevýznamný vliv minimální mzdy.

H₀: Zvyšování minimální mzdy zvyšuje míru nezaměstnanosti.

H₁: Zvyšování minimální mzdy nemá významný vliv na míru nezaměstnanosti.

2.1 Teoretický model

Tato část práce se bude zabývat specifikací teoretického modelu pro analýzu vlivu zvyšování minimální mzdy na míru nezaměstnanosti v České republice. Míra nezaměstnanosti je samozřejmě kromě minimální mzdy ovlivňována dalšími faktory a vlivy, kterými jsou například tempo růstu HDP, průměrné či mediánové mzdy, vliv sociálních dávek, vládní politika zaměstnanosti, demografie a zaměstnávání zahraničních pracovníků, vzdělání a kvalifikace, evidování uchazečů a volná pracovní místa, dlouhodobá nezaměstnanost, dále mobilita, pružnost a ochota stěhovat se za prací a progresivní zdanění. Zmíněné faktory ovlivňující míru nezaměstnanosti popisuje následující rovnice:

$míra\ nezaměstnanosti_t = f(\text{minimální mzda}_t, \text{tempo růstu HDP}_t, \text{průměrná mzda}_t, \text{sociální dávky}_t, \text{vládní politika zaměstnanosti}_t, \text{demografie}_t, \text{zahraniční pracovníci}_t, \text{vzdělání}_t, \text{kvalifikace}_t, \text{evidování uchazeči}_t, \text{míra inflace}_t, \text{volná pracovní místa}_t, \text{dlouhodobá nezaměstnanost}_t, \text{mobilita a ochota uchazečů}_t$

Výše uvedený teoretický model zobrazuje proměnné, které mohou ovlivňovat nezaměstnanost a jsou vybrány na základě předchozích studií a ekonomické teorie. Nicméně ne všechny teoretické proměnné, které jsou uvedeny v teoretickém modelu, jsou v této práci použitelné. Především z důvodu nedostupnosti dat a následné nevhodnosti zařazení dané proměnné do modelu, nebo z náročnosti kvantifikace proměnné.

První z teoretických proměnných uvedených v teoretickém modelu, která není vhodná pro uvedení do ekonometrického modelu, je proměnná *demografie*. Trh práce je významně ovlivňován demografickou strukturou ekonomicky aktivního obyvatelstva, zejména z toho důvodu, že lidé dnes žijí déle a ve vyspělých zemích klesá porodnost a doba ekonomicky aktivního života se prodlužuje. Pro účely analýzy v této práci, demografie ve formě porodnosti zahrnuta nebude, protože analyzované období v této práci je relativně krátké na to, aby mohl být předpokládán větší význam této proměnné. Smysl zařazení této proměnné by byl při dlouhodobé analýze, která by se zabývala časovými řadami čítajícími například 30 a více let.

Další proměnnou demografického typu jsou *zahraniční zaměstnanci*. Cizinci nacházejí práci v naší ekonomice zejména proto, že jsou ochotni pracovat za minimální mzdu, za kterou čeští pracovníci nejsou často ochotni pracovat. Pracovníci z cizích zemí také obvykle vykonávají práci, kterou čeští pracovníci za daných platových a pracovních podmínek vykonávat nechtějí. Cizinci jsou často také ochotni pracovat při nedodržení zákonem stanovených pracovních podmínek. Jsou ochotni pracovat denně i 12 hodin a 7 dní v týdnu při nízkých mzdách; takové zaměstnávání ovšem je nekalou konkurencí pro fungování trhu práce, protože zaměstnavatel bude raději zaměstnávat zahraniční pracovníky. Z důvodu obtížnosti získání měsíčních časových řad, nebo úplné nedostupnosti dat, nebude tato proměnná zařazena do ekonometrického modelu.

Data pro proměnné *vzdělání* a *kvalifikace* účastníků na trhu práce je velmi obtížné získat, protože nejsou veřejně dostupná, či dokonce nedochází k jejich zaznamenávání Ministerstvem práce a sociálních věcí. Další úpravou a použitelností proměnné vzdělání se budou zabývat následující části práce, která bude věnována popisu kontrolních proměnných. Proměnná kvalifikace do další ekonometrické analýzy zařazena nebude.

Proměnná *evidování uchazeči*, je proměnná, která značí počet přihlášených uchazečů na úřadu práce. Tato proměnná nebude zařazena do ekonometrického modelu kvůli korelaci s vysvětlovanou proměnnou⁴.

Proměnná *dlouhodobá nezaměstnanost* do ekonometrického modelu rovněž zařazena nebude kvůli pravděpodobné silné korelaci se samotnou vysvětlovanou proměnnou mírou nezaměstnanosti.

Další vlivnou proměnnou z teoretického hlediska je *mobilita a ochota pracovníků*, tato proměnná značí mobilitu, pružnost a ochotu stěhování pracovníku za prací. Tyto vlastnosti jsou ovlivňovány pracovními návyky pracovníků, požadavky na práci v místě bydliště a neochotě dojíždění za prací. Tato proměnná do ekonometrického modelu zařazena nebude z důvodu nedostupnosti dat, která by mohla kvantifikovat ochotu pracovníků dojíždět za prací, nebo jejich mobilitu.

Do modelu budou na základě výše uvedených argumentů zahrnuty proměnné, které jsou zobrazeny v upraveném teoretickém modelu, který lze vyjádřit následující rovnicí:

$$\begin{aligned} \text{míra nezaměstnanosti}_t = f & (\text{minimální mzda}_t, \text{tempo růstu HDP}_t, \\ & \text{průměrná mzda}_t, \text{sociální dávky}_t, \text{vládní politika zaměstnanosti}_t, \\ & \text{vzdělání}_t, \text{míra inflace}_t, \text{volná pracovní místa}_t, \text{progresivní zdanění}_t) \end{aligned}$$

Očekávané směry působení proměnných v upraveném teoretickém modelu budou interpretovány samostatně v následující kapitole Kontrolní proměnné.

⁴ MPSV od roku přešlo na nový ukazatel registrované nezaměstnanosti, který se nazývá podíl nezaměstnaných osob. Podíl nezaměstnaných osob vyjadřuje podíl dosažitelných uchazečů o zaměstnání ve věku 15 – 64 let ze všech obyvatel ve stejném věku.

2.2 Kontrolní proměnné

Na míru nezaměstnanosti působí velké množství proměnných, které lze statisticky odstranit a kontrolovat. V předchozí části práce byla kvůli obtížnosti získání dat, nebo nevhodnosti zařazení do modelu eliminována část teoretických kontrolních proměnných. Tato část práce představuje kontrolní proměnné, které je možné kontrolovat zařazením proměnných do odhadovaného modelu, které následně zvýší vypovídající hodnotu odhadovaného modelu. Pro vhodnější analýzu v této diplomové práci budou některé proměnné, které jsou výše znázorněny v teoretickém modelu, upraveny a kombinovány, aby poskytly lepší vypovídající hodnotu a průkaznější analýzu vlivu zvyšování minimální mzdy na nezaměstnanost.

2.2.1 Kaitz index

Dle výchozích studií a teorie bude využit v této práci tzv. Kaitz index, který byl poprvé představen ve studii Kaitz (1970). Kaitz index je ekonomickým indikátorem, který lze definovat následujícími způsoby. První definice značí index jako podíl minimální mzdy na průměrné mzdě v dané ekonomice. Tento podíl je následovně vynásoben procentem pracovníků, kteří pobírají v dané ekonomice minimální mzdu. Druhou možností jak definovat Kaitz index, je podíl nominální minimální mzdy a hrubé průměrné mzdy.

Tento index bude využit pro následující analýzu míry nezaměstnanosti v České republice. Teoretické práce zabývající problematikou nezaměstnanosti často využívají tento index, mimo jiné z důvodu zařazení proměnné vypovídající o vývoji minimální mzdy a současně o vývoji průměrné mzdy. Pro pokročilejší analýzu nezaměstnanosti není vhodné volit pouze proměnnou minimální mzda, která se mění v intervalu měsíců. Tento podíl může vysvětlovat ochotu lidí pracovat za minimální mzdu. S růstem indexu se minimální mzda přibližuje ke mzdě průměrné, a to motivuje účastníky na trhu práce pracovat a hledat si práci. Růst indexu by měl tedy teoreticky nezaměstnanost snižovat, alespoň pokud se díváme na tento problém ze strany sociálně orientovaných politických stran. Nebo také růst bude zvyšovat nezaměstnanost, pokud je využit neoklasický přístup k minimální mzdě. Další možné závislosti indexu budou diskutovány u samotných odhadů regresních modelů v hlavní části práce.

2.2.2 Diference minimální mzdy a životního minima

Druhou proměnnou, která bude zahrnovat minimální mzdu, je diference minimální mzdy a životního minima⁵. Obecně platí, že větší sociální jistota, kterou poskytuje stát, může být příčinou dobrovolné nezaměstnanosti (Baštýř, 2005). Dobrovolně nezaměstnaný porovnává příjmy dosažitelné ze sociálního systému státu, například částku životního minima, s minimální mzdou získanou za odvedenou práci. Toto srovnání může ukázat, že se z ekonomického hlediska nemusí být výhodné pracovat za minimální mzdu. V tomto případě často dochází k práci tzv. na černo, kdy k pobíraným sociálním dávkám nezaměstnaný získá dodatečné příjmy, které jsou vyšší než u těch, kteří pracují legálně. Platí tedy, že čím blíže je stanovená minimální mzda k životnímu minimu, tím se lidem více vyplatí pobírat sociální dávky a nepracovat. Pokud však jsou tyto proměnné více vzdálené, že tím vyšší bude motivace lidí pracovat legálně. S růstem diference minimální mzdy a životního minima je očekáván záporný vliv na míru nezaměstnanosti, naopak s poklesem diference vliv kladný.

2.2.3 Tempo růstu HDP

Významnost této proměnné je bezesporu značná. Na základě neoklasického růstového modelu, který zdůrazňuje růst kapitálové vybavenosti práce a technologické změny při potencionálním růstu HDP, dochází k růstu mezního produktu práce a k růstu mezd.

Přetrvává předpoklad, že v době hospodářského růstu dochází k růstu investic i spotřeby. Díky růstu těchto makroukazatelů dochází k růstu poptávky po práci a následnému snižování míry nezaměstnanosti. Vztahem mezi mírou nezaměstnanosti a mírou růstu HDP se zabýval americký ekonom Arthur Okun⁶. Na základě svého zkoumání vypožadoval korelaci mezi mírou nezaměstnanosti a mírou růstu HDP. Tento fakt vyjadřuje tzv. Okunův zákon, který měří vztah mezi změnou produktu a změnou nezaměstnanosti.

⁵ Životní minimum je minimální společensky uznaná hranice peněžních příjmů k zajištění výživy a ostatních základních osobních potřeb

⁶ Tímto vztahem se zabýval ve své práci Potential GNP, its measurement and significance (1962)

2.2.4 Míra inflace

Vztahem nezaměstnanosti a inflace se zabýval ve své analýze dosahování plné zaměstnanosti Samuelson (1995), kdy využil tvar klasické Phillipsovy křivky⁷. Samuelson a Solow (1960) upravili křivku tak, že zachycovala substituční vztah mezi nezaměstnaností a cenovou inflací. Na základě této teorie může být dosaženo snížení nezaměstnanosti pouze za současného zvýšení cenové hladiny. Existuje zde tedy určitý tradeoff mezi mírou inflace a mírou nezaměstnanosti, kdy se musí tvůrci politiky rozhodovat na základě tvaru Phillipsovy křivky, za jakou cenu zvýšení inflace sníží nezaměstnanost.

2.2.5 Sociální dávky

Vliv výše a štedrosti sociálních dávek je z teoretického hlediska významný. S tímto tvrzením přichází mimo jiné Baštýř (2005), Majchrowska, Zolkiewski (2012), Sirovátka, Šimíková (2013) a jiní. Hodnota výše sociálních dávek ovlivňuje ochotu nezaměstnaných poptávat práci. V této práci budou zahrnuty následující proměnné, které vnesou sociální tematiku a sociální podporu státu. Konkrétně podpora v nezaměstnanosti, příspěvek na dítě, rodičovský příspěvek a porodné. U těchto proměnných je očekávána pozitivní korelace s mírou nezaměstnanosti v České republice, jejich růst tedy bude zvyšovat míru nezaměstnaných.

Podpora v nezaměstnanosti a její získání má jisté náležitosti. Podle zákona o zaměstnanosti musí být každý, kdo chce pobírat podporu v nezaměstnanosti, zařazen do evidence uchazečů o zaměstnání. Není to však jediná podmínka, kterou je nutné splnit. Nárok na podporu v nezaměstnanosti má uchazeč o zaměstnání, který získal v posledních dvou letech před zařazením do evidence uchazečů o zaměstnání zaměstnáním nebo jinou výdělečnou činností dobu důchodového pojištění podle zvláštního právního předpisu v délce alespoň 12 měsíců, požádal krajskou pobočku Úřadu práce ČR, u které je veden v evidenci uchazečů o zaměstnání, o poskytnutí podpory v nezaměstnanosti a ke dni, k němuž má být podpora v nezaměstnanosti přiznána, není poživitelem starobního důchodu (MPSV).

⁷ Klasická PC znázorňuje substituční vztah mezi nezaměstnaností a nominální mzdou, tedy mzdovou inflací. Změny nominálních mezd jsou vysvětlovány na základě poptávky po pracovní síle.

Přídavek na dítě je další v řadě proměnných sociální tematiky. Nárok na tento příspěvek vzniká matkám s nezaopatřenými dětmi, jestliže rozhodný příjem v rodině je nižší než 2,4 násobek životního minima rodiny. V případě rodiny, která zahrnuje dva dospělé a dvě děti ve věku 8 až 16 let má životní minimum hodnotu 10 560 Kč. Hodnota přídatku na dítě je vyplácena ve třech výších podle věku nezaopatřeného dítěte. Výše přídatku na dítě v Kč je měsíčně 500, 610 a 700 Kč u věku do 6 let, od 6 do 15 let a od 15 do 26 let dítěte v rodině. Pokud je dítě zletilé a nezaopatřené, tak je přídatek na dítě vyplácen přímo dítěti. Pokud se ale jedná o dítě nezletilé, tak se přídatek vyplácí osobě, která má dítě v přímém zaopatření. (§ 17–19, Zákon č. 117/1995 Sb.)

Nárok na rodičovský příspěvek vzniká rodiči, který pečuje každodenně o nejmladší dítě v rodině. Tento příspěvek lze čerpat nejdéle do 4 let věku dítěte. Nejdéle do té doby, než byla z důvodu péče o dítě vyplácena celková částka 220 000 Kč. Pro stanovení nároku a výše rodičovského příspěvku je rozhodující výše denního vyměřovacího základu pro stanovení peněžité pomoci v mateřství nebo nemocenské v souvislosti s porodem nebo převzetí dítěte podle zákona o nemocenském pojištění. Maximální měsíční výše může činit 7 600 Kč, pokud 70 % 30násobku denního vyměřovacího základu je nižší nebo rovno této sumě. Pokud je 70 % 30násobku denního vyměřovacího základu vyšší, může příspěvek činit 11 500 Kč měsíčně. Rodič si může volit výši i délku pobírání příspěvku. (§30–31, Zákon č. 117/1995 Sb.)

Porodné je jednorázově vyplácena sociální dávka. Nárok na porodné je úzce svázán s hranicí příjmů v rodině, která v kalendářním čtvrtletí předcházejícím narození dítěte musí být nižší než 2,7 násobek životního minima dítěte. Do rozhodného příjmu se nezapočítává rodičovský příspěvek a přídatek na dítě. Nároku na příspěvek nabývá i otec prvorozeného dítěte v případě úmrtí matky. Nárok na porodné má rovněž osoba, která převzala dítě mladší jednoho roku do trvalé péče nahrazující péči rodičů, za stejných podmínek (rozhodný příjem rodiny do 2,7násobku životního minima, první nebo druhé dítě). Porodné náleží rodině pouze dvakrát, a to buď na první nebo druhé živě narozené dítě, nebo na první nebo druhé dítě převzaté do trvalé péče nahrazující péči rodičů. Porodné je stanoveno pevnou částkou a činí 13 000 Kč na první dítě a 10 000 Kč na druhé dítě. (§44, §46, Zákon č. 117/1995 Sb.), (MPSV)

2.2.6 Vzdělání

Mnoho studií dokazuje, že vzdělání má kladný vliv na zaměstnanost jedince na trhu práce, na jeho úspěšnost získání práce a výši mzdy. Vzdělanější lidé pak tedy dosahují zpravidla vyšších mezd, uvádí Baštýř (2005) a Sirovátka, Šimíková (2013). Vzdělání pracovníků přináší mimo vyšších mezd i jiné výhody oproti méně vzdělaným pracovníkům, a to rychlejší růst mezd a větší stabilita zaměstnání. Mimo jiné, pokud se rozhodne jedinec investovat do svého lidského kapitálu, pak tedy oddálí svojí aktivní účast na trhu práce, tudíž lze očekávat vyšší počet volných pracovních míst pro aktivně hledající nezaměstnané.

2.2.7 Aktivní politika zaměstnanosti

Jedním ze základních cílů hospodářské a sociální politiky státu je dosažení plné, produktivní a svobodně zvolené zaměstnanosti. Právo na zaměstnání bez ohledu na rasu, barvu pleti, pohlaví, jazyk, náboženství, politické nebo jiné smýšlení, členství v politických stranách nebo příslušnost k politickým hnutím, národnost, etnický nebo sociální původ, majetek, zdravotní stav nebo věk je jedním ze základních práv občana (MPSV). Součástí státní politiky zaměstnanosti je podpora zřizování nových pracovních míst poskytováním příspěvků zaměstnavatelům při zaměstnávání uchazečů o zaměstnání, i uchazečům samotným. Jedná se zejména o následující opatření a nástroje aktivní politiky zaměstnanosti, kterými jsou například rekvalifikace, investiční pobídky, veřejně prospěšné práce, společensky účelná pracovní místa, příspěvek na zapracování. (Zákon č. 435/2004 Sb.) Lze tedy očekávat, že růst aktivní politiky zaměstnanosti bude snižovat míru nezaměstnanosti. Významnost aktivní politiky zaměstnanosti a její vliv na snižování nezaměstnanosti uvádí Sirovátka, Šimíková (2013).

2.2.8 Volná pracovní místa

Volná pracovní místa tvoří stranu nabídky práce, lze očekávat, že s růstem počtu volných pracovních míst, klesá nezaměstnanost na trhu práce.

Na základě výše zmíněných kontrolních proměnných je specifikován následující teoretický ekonomický model pro analýzu vlivu exogenních proměnných na míru nezaměstnanosti v ČR. Znaménka před proměnnými značí předpokládané závislosti.

$$\begin{aligned} \text{míra nezaměstnanosti}_t &= +/ - \text{kaitz index}_t +/ - \text{difference minm a žm}_t \\ &- \text{tempo růstu HDP}_t - \text{míra inflace}_t + \text{sociální dávky}_t \\ &- \text{vzdělání}_t - \text{aktivní politika zaměstnanosti}_t \\ &- \text{volná pracovní místa}_t \end{aligned}$$

Na základě uvedených argumentů, teoretických předpokladů a výchozí literatury není předem jednoznačné, jaký vliv bude mít zvyšování minimální mzdy na míru nezaměstnanosti. Proto jsou do této práce zařazeny vedlejší hypotézy, které budou také testovány. Některé hypotézy o proměnných zahrnujících minimální mzdu pomohou určit významnost hlavní hypotézy. Ověření platnosti hypotéz bude provedeno odhady regresních modelů nezaměstnanosti, které budou specifikovány v empirické části.

H₂: Růst hodnoty Kaitz indexu žen snižuje míru nezaměstnanosti žen.

H₃: Růst hodnoty Kaitz indexu mužů snižuje míru nezaměstnanosti mužů.

H₄: Růst difference minimální mzdy a životního minima zvyšuje míru nezaměstnanosti.

H₅: Zvyšování tempa růstu HDP snižuje míru nezaměstnanosti.

H₆: Růst míry inflace snižuje míru nezaměstnanosti.

H₇: Růst výše vyplacené podpory v nezaměstnanosti zvyšuje míru nezaměstnanosti.

H₈: Růst výše vyplaceného přídatku na dítě zvyšuje míru nezaměstnanosti.

H₉: Růst výše vyplaceného rodičovského příspěvku zvyšuje míru nezaměstnanosti.

H₁₀: Růst výše vyplaceného porodného zvyšuje míru nezaměstnanosti.

H₁₁: Růst vzdělanosti obyvatelstva snižuje míru nezaměstnanosti.

H₁₂: Růst nových volných pracovních míst snižuje míru nezaměstnanosti.

H₁₃: Růst aktivní politiky zaměstnanosti snižuje míru nezaměstnanosti.

3. Data

Empirická část diplomové práce je založena na datech získaných z databáze Ministerstva práce a sociálních věcí, databázi Českého statistického úřadu a Eurostatu. V práci jsou použity ekonomické a finanční časové řady, tím se rozumí řady hodnot jistého věcně a prostorově vymezeného ukazatele, které jsou uspořádány v čase směrem od minulosti do přítomnosti. Proměnné pro datový soubor jsou zvoleny na základě předchozích studií a teoretických determinantů ovlivňujících míru nezaměstnanosti. Součástí práce je základní datový soubor, který obsahuje měsíční časové řady od roku 2006 do konce roku 2015.

Tato část práce se zabývá popisem proměnných obsažených v datovém souboru, časové řady budou následně využity k ekonometrické analýze v lineárně regresním modelu. Na závěr této kapitoly jsou uvedeny metody očištění časových řad a je zkoumána jejich stacionarita.

3.1 Popis použitých proměnných v základním datovém souboru

Vysvětlovanými proměnnými lineárně regresních modelů je nezaměstnanost žen (uf_t) a mužů (um_t), které vyjadřují ukazatel registrované nezaměstnanosti s názvem podíl nezaměstnaných osob⁸. Použitá data jsou veřejně dostupná na integrovaném portálu MPSV, v části věnované nezaměstnanosti. Použitá data jsou pomocí nové metody registrované nezaměstnanosti v ČR zpětně dopočteny až do roku 2005. Hodnoty ukazatele podílu nezaměstnaných osob jsou uvedeny v procentních bodech. V příloze 1 jsou uvedeny grafy vývoje měsíční časové řady podílu nezaměstnaných osob, pro ženy i muže.

Prvními z exogenních proměnných jsou mzdy žen (fw_t) a mzdy mužů (mw_t) které představují hodnotu mediánové měsíční mzdy žen a mužů ve všech sektorech ekonomiky ČR. Ačkoli ve výchozích pracích zabývajících se tematikou vlivů minimální

⁸ Podíl nezaměstnaných osob, který vyjadřuje podíl dosažitelných uchazečů o zaměstnání ve věku 15 – 64 let ze všech obyvatel ve stejném věku. Tento ukazatel nahrazuje doposud zveřejňovanou míru registrované nezaměstnanosti, která poměřuje všechny dosažitelné uchazeče o zaměstnání pouze k ekonomicky aktivním osobám (MPSV).

mzdy na nezaměstnanost jsou často využity mzdy průměrné, které jsou zahrnuty v Kaitzově indexu, zde jsou využity mzdy mediánové. Mediánové hodnoty mezd jsou využity především z důvodu nedostupnosti měsíčních mezd podle pohlaví. Využití mediánových mezd nijak nezmění směr působení Kaitz indexu, na druhou stranu mediánové hodnoty nejsou ovlivněny extrémními krajními hodnotami, tak jak je tomu u průměrných hodnot, tudíž mohou být lepším ukazatelem pro empirickou analýzu. Zařazení této proměnné je důležité z důvodu obsažení v Kaitz indexu, který bude prezentován níže v této části práce. Veřejně dostupná data na čtvrtletních časových řadách z portálu ISPV, která jsou rozdělena podle pohlaví, jsou pro účely této analýzy extrapolována⁹ na měsíční časové řady. Tato metoda byla preferována před kubickou interpolací kvůli vyhnutí proložení měsíčních mediánů mezd trendem vypočteným ze sady známých datových hodnot.

Hlavní exogenní proměnnou, u které je analyzován vliv na endogenní proměnnou, je minimální mzda ($minw_t$). Historický vývoj a popis minimální mzdy již byl zmíněn v teoretické části práce. Hodnoty minimální mzdy jsou získány z portálu MPSV. Její hodnota je relativně konstantní v čase, změna měsíční sazby minimální mzdy je na ročních nebo delších intervalech. Tato proměnná je rovněž obsažena v Kaitzově indexu.

Pomocí výše zmíněných exogenních proměnných značící hodnotu minimální mzdy a měsíční mediánové mzdy pro ženy a muže, je doložen Kaitz index. V této práci je zvolena definice první, která značí index jako podíl minimální mzdy na mzdě průměrné v dané ekonomice. Mimo jiné z nedostupnosti časové řady, která vyjadřuje měsíční hodnotu zaměstnaných pobírající minimální mzdu. Z nedostupnosti potřebných dat pro průměrné mzdy rozdělených podle pohlaví, je zvolena mzda mediánová. Kaitz index je tedy mírně upravený, pro účely této diplomové je index vypočten z hodnoty mediánových mezd žen a mužů. Pro potřeby analýzy jsou vytvořeny hodnoty Kaitz indexu odděleně pro ženy (*kaitz index w_t*) a muže (*kaitz index m_t*). Grafický průběh vývoje Kaitz indexu pro obě pohlaví je uveden v příloze 1.

⁹ Čtvrtletní časové řady pro mediánové mzdy žen a mužů, jsou extrapolována pomocí metody Litterman. Pro metodu Chow-Lin je pro kalkulaci interpolované řady vyžadována znalost kovariační matice, která je obvykle neznámá. Různé techniky používají různé předpoklady ohledně struktury zjednodušení (a nereálných) příkladů homoskedasticity a nekorelovaných reziduí. Běžnou metodou využívající Chow-Lin je Littermanova interpolace, ve které kovariační matice je kalkulována z následujících reziduí: $a(t) = \alpha(t-1) + \epsilon(t)$, where $\epsilon \sim N(0, V)$ $\epsilon(t) = \rho\epsilon(t-1) + \varepsilon(t)$ za počáteční podmínky $a(0) = 0$ v podstatě ARIMA (1,1,0) model.

Životní minimum (lm_t) je další vysvětlující proměnnou zahrnutou v analýze vlivů minimální mzdy. Proměnná životní minimum značí minimální společensky uznanou hranici peněžních příjmů, která slouží k zajištění výživy a ostatních základních osobních potřeb. Tato hodnota je získána z portálu MPSV a vyznačuje se značnou konstantností v čase. Časová řada vývoje životního minima je do práce zahrnuta z důvodu zařazení proměnné značící diferenci minimální mzdy a životního minima.

Diference minimální mzdy a životního minima ($minw/lm_t$) je další exogenní proměnnou ekonometrického modelu. Hodnoty této proměnné jsou dopočítány poměrem výše zmíněné minimální mzdy a životního minima pro daný měsíc, ze získaných dat dostupných na portálu MPSV. Teoretické a popisné charakteristiky této proměnné byly již zmíněny v části práce věnované kontrolním proměnným. Grafický vývoj této difference v čase je zobrazen v příloze 1.

Tempo růstu HDP ($tGDP_t$) je bezesporu významnou exogenní proměnnou modelu, její teoretická významnost a očekávaný vliv byly zmíněny v části kontrolní proměnné. Tempo růstu HDP je uvedeno ve stálých cenách a sezonně očištěno. Získané čtvrtletní časové řady, které značí meziroční růst či pokles HDP v %, jsou extrapolované na časové řady měsíční. Pro tuto extrapolaci byl využit stejný způsob, který již byl zmíněn u proměnných mediánové mzdy žen a mužů. Tempo růstu je získáno z veřejné databáze ČSÚ, průběh časové řady vývoje tempa růstu HDP je zobrazen v příloze 1.

Získaná data popisující proměnnou míra inflace (π_t) jsou získána z veřejné databáze ČSÚ. Při vyjadřování míry inflace pomocí indexu spotřebitelských cen jsou často uváděna různá čísla, která, i když rozdílná, jsou správná. Je třeba uvést jednoznačné období, za které je míra inflace uváděna, a základ, k němuž se vymezené období porovnává (ČSÚ). Mezi nejčastěji používané vyjadřování míry inflace patří průměrný roční index¹⁰ a index spotřebitelských cen ke stejnému měsíci předchozího roku¹¹.

¹⁰ Míra inflace vyjádřená přírůstkem průměrného ročního indexu spotřebitelských cen vyjadřuje procentní změnu průměrné cenové hladiny za 12 posledních měsíců proti průměru 12 předchozích měsíců (ČSÚ).

¹¹ Míra inflace vyjádřená přírůstkem indexu spotřebitelských cen ke stejnému měsíci předchozího roku vyjadřuje procentní změnu cenové hladiny ve vykazovaném měsíci daného roku proti stejnému měsíci předchozího roku. Jedná se tedy o dosaženou cenovou úroveň, která vylučuje sezónní vlivy tím, že se porovnávají vždy stejné měsíce.

Z důvodu vyloučení sezónních vlivů je v této práci použita metoda indexu spotřebitelských cen ke stejnému měsíci předchozího roku. Měsíční vývoj časových řad obou zmíněných metod je graficky srovnán v příloze 1.

Podpora v nezaměstnanosti (uc_t) je první z exogenních proměnných, které zastupují sociální zabezpečení státu. Vliv této proměnné a vlivy dalších proměnných sociálního charakteru byly diskutovány v teoretické části práce, věnované kontrolním proměnným.

Časová řada vyjadřuje celkové měsíční výdaje na podporu v nezaměstnanosti. Kvůli nedostupnosti měsíčních časových řad bylo nutné tuto proměnnou dopočítat. K dopočítání této hodnoty byla využita data získaná z veřejných statistických ročenek z oblasti práce a sociálních věcí, které poskytuje MPSV na svých internetových stránkách. Díky hodnotám vyjadřující celkový počet nezaměstnaných pobírající podporu v nezaměstnanosti a čtvrtletních časových řad průměrné podpory v nezaměstnanosti, jsou vypočteny potřebné časové řady. Získané čtvrtletní časové řady poskytovaly hodnoty průměrné podpory v nezaměstnanosti pouze do roku 2014, pro ekonometrickou analýzu v této práci bylo tedy nutné predikovat¹² hodnoty čtvrtletních časových řad pro rok 2015. Proměnná udává hodnotu průměrné měsíční podpory v nezaměstnanosti, která je uvedena v jednotkách korun českých. Pro analýzu v této práci byly extrapolovány dostupné čtvrtletní časové řady na řady měsíční. K extrapolaci byla využita již výše zmíněná metoda Litterman. Tato extrapolovaná časová řada průměrné podpory v nezaměstnanosti je následně vynásobena počtem nezaměstnaných pobírající podporu. Grafické zobrazení měsíční časové řady podpory v nezaměstnanosti je dostupné v příloze 1.

Přídavek na dítě ($chba_t$) je další exogenní proměnnou udávající měsíční státní výdaje na přídavky na děti v milionech korun. Data byla získána z veřejných statistických ročenek z oblasti práce a sociálních věcí, které jsou dostupné na internetových stránkách MPSV. Dalšími exogenními proměnnými získanými z této veřejně dostupné ročenky je rodičovský příspěvek (pb_t) a porodné (chb_t), které vyjadřují měsíční vládní výdaje na rodičovský příspěvek a porodné v milionech korun. Grafické zobrazení těchto tří

¹² Predikce byla vytvořena na základě regresní rovnice s dummy proměnnými pro jednotlivá čtvrtletí, časovým trendem a konstantou, $R^2 = 0,8$

exogenních proměnných, které do modelu zapojují sociální politiku státu, je znázorněno v příloze 1.

Mezi exogenní proměnné, které neodmyslitelně ovlivňují nezaměstnanost, patří vzdělání ($educ_t$). Z dostupných datových souborů, které jsou dostupné ve veřejné databázi ČSÚ, je dopočítán tzv. index vzdělanosti¹³, který značí podíl obyvatel se základním vzděláním, středním vzděláním bez maturity, úplným středním vzděláním s maturitou a vzděláním vysokoškolským na celkovém počtu obyvatel starších 15 let. Tento relativně jednoduchý index využili mimo jiné ve své práci zabývající se vzdělanostní strukturou obyvatelstva v Karpatském regionu (Krejčí, Ptáček 2007). Index i přes svou jednoduchost lze považovat za dostatečně vypovídající hodnotu; ukazuje na celkovou kvalitu vzdělanosti obyvatelstva kvůli zahrnutí všech úrovní vzdělání v populaci. Z dostupných dat věkových skupin a pohlaví české populace je dopočítán index vzdělanosti pro ženy i muže. Tyto dopočtené hodnoty indexů jsou graficky prezentovány v příloze 1.

Posledními exogenními proměnnými modelu jsou vládní politika zaměstnanosti, konkrétně aktivní politika zaměstnanosti (aep_t) a volná pracovní místa (v_t), které tvoří stranu nabídky práce. V teoretické části práce bylo zmíněno, kdy se s růstem volných pracovních míst a růstu vládní politiky zaměstnanosti očekává pokles nezaměstnanosti v dané ekonomice. Hodnoty použité v základním datasetu byly získané ze statistických ročenek trhu práce, jež jsou veřejně dostupné na serveru MPSV. Proměnná aktivní politika zaměstnanosti je sumou celkového počtu míst veřejně prospěšných prací a společensky účelných míst, která byla vybrána jako indikátor hodnoty vládní politiky. Volná pracovní místa značí celkový počet volných pracovních míst v daném měsíci.

V následující tabulce jsou uvedeny deskriptivní statistiky proměnných obsažených v základním datovém souboru, který obsahuje měsíční časové řady.

¹³ $index\ vzdělanosti = 1 * P_{základní} + 2 * P_{střední\ bez\ maturity} + 3 * P_{úplné\ střední\ s\ maturitou} + 4 * P_{vysokoškolské}$. Kde P_x jsou podíly obyvatel v příslušné vzdělanostní kategorii (v %). Index teoreticky může nabývat hodnot v rozmezí 1 – 4, kde hodnota 4 značí 100% podíl obyvatel s vysokoškolským vzděláním.

Tabulka 2 Deskriptivní statistika proměnných základního datového souboru

Proměnná	Průměr	Medián	Minimum	Maximum	Směrodatná odchylka	Počet pozorování
<i>u</i>	6,36311	6,53279	3,77102	8,62685	1,16551	120
<i>uf</i>	6,50721	6,68487	4,20330	8,23950	0,99273	120
<i>um</i>	6,22153	6,32399	3,31361	9,00395	1,38011	120
<i>minw</i>	8167,08	8000,00	7570,00	9200,00	402,738	120
<i>wf</i>	17933,7	18369,5	13407,0	21841,6	1771,64	120
<i>wm</i>	21896,3	22246,7	16617,0	27446,7	2100,21	120
<i>kaitz index f</i>	0,45876	0,44336	0,40648	0,56463	0,03879	120
<i>kaitz index m</i>	0,37537	0,36624	0,33149	0,45555	0,02881	120
<i>lm</i>	3167,00	3126,00	2400,00	3410,00	289,808	120
<i>minw/lm</i>	2,59741	2,55918	2,34604	3,31458	0,23446	120
<i>tGDP</i>	2,05278	2,61044	- 5,71282	7,28057	3,32766	120
π_2^{14}	2,15750	1,80000	- 0,20000	7,50000	1,82888	120
<i>uc</i>	634,266	575,643	433,209	1144,79	178,766	120
<i>chba</i>	437,589	302,382	222,005	948,500	241,503	120
<i>pb</i>	2053,36	2102,15	1076,80	2584,40	386,722	120
<i>chb</i>	78,1869	69,8000	9,70000	204,800	67,1480	120
<i>educ f</i>	2,42980	2,43313	2,30250	2,56373	0,08777	120
<i>educ m</i>	2,48513	2,49127	2,39935	2,57495	0,05831	120
<i>v</i>	23544,0	23187,5	6552,00	47388,0	9008,98	120
<i>aep</i>	1487,25	1207,50	136,000	6083,00	1115,73	120

Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

¹⁴ míra inflace vyjádřená přírůstkem indexu spotřebitelských cen ke stejnému měsíci předchozího roku

3.2 Metody očištění dat

Při práci s ekonomickými časovými řadami je většinou nutno před ekonometrickou kvantifikací modelu data upravit nebo očistit. Tato část práce je věnována právě metodám očištění ekonomických časových řad.

V této práci jsou mimo jiné zahrnuty finanční časové řady, které jsou uvedeny v běžných nominálních peněžních jednotkách. Tyto časové řady pro proměnné minimální mzda, mediánové mzdy, životní minimum a jednotlivé časové řady sociální tematiky, jsou v čase nesrovnatelné a musí být očištěny. Pro další práci s těmito finančními časovými řadami je tedy nutný převod¹⁵ na reálné peněžní jednotky. K převodu na reálné peněžní jednotky byl využit deflátor HDP¹⁶, kde je pro běžné období stanoven rok 2005. Čtvrtletní časová řada deflátoru HDP byla získána z veřejné databáze Eurostatu. Pro práci s měsíčními časovými řadami byl využit aritmetický průměr daných čtvrtletních deflátoru pro konkrétní rok.

Wooldridge (2009) uvádí, že mnoho ekonomických časových řad mají společnou tendenci růst v průběhu času. Z toho důvodu je důležité upozorovat, že některé řady obsahují časový trend. Ignorace faktu, že časová řada obsahuje trend, může vést k neprůkazným výsledkům. Situace kdy změna proměnné je zapříčiněna změnou jiné proměnné může vést k problému zdánlivé regrese¹⁷. Trendová složka časové řady vyjadřuje dlouhodobou tendenci vývoje u zkoumané časové řady působící stejným směrem.

Tsay (2005) uvádí, že některé finanční časové řady, jako například zisky společnosti, obsahují určitě cyklické či periodické chování. Takové časové řady jsou nazývány sezónní časové řady. Sezónní složka časové řady vyjadřuje kolísání okolo trendu v rámci kalendářního roku. Sezónní výkyvy se opakují každoročně ve stejných obdobích a vznikají v důsledku střídání ročních období nebo vlivem různých institucionálních zvyků, jakými jsou například svátky, dovolené apod.; uvádí Artl,

¹⁵ Finanční časové řady byly vyděleny hodnotou deflátoru v daném období vynásobeny stem.

¹⁶ Deflátor HDP značí podíl agregátu v cenách běžného období a agregátu v cenách základního období. Je to tedy podíl nominálního HDP a reálného HDP.

¹⁷ Spurious regression problem

Artlová, Rublíková (2002). Dále uvádí, že v krátkodobých časových řadách měsíčních a čtvrtletních se kromě trendové a nesystematické složky často vyskytuje také složka sezónní, obvykle s měsíční nebo čtvrtletní periodicitou. Pro ověření těchto skutečností se využívá metoda grafického zobrazení, periodogram nebo autokorelační funkce. Je-li v ekonomické časové řadě identifikována sezónnost, je třeba ji odstranit.

Pro odstranění sezónnosti časových řad¹⁸, vyplívajících ze sezónních vlivů, byl v práci využit nástroj integrovaný v ekonometrickém programu EViews. Metoda zvaná Census X-13 využívá metody ARIMA¹⁹ modelů pro odstranění sezónnosti časových řad. Tato metoda je preferována před výše zmíněnou metodou sezónního diferencování pro zachování stejného počtu pozorování. Grafické zobrazení původních časových řad a průběh sezónně očištěných časových řad je zobrazen v příloze 2A.

K odstranění sezónnosti časové řady Tsay (2005) využívají proceduru očištění sezónních vlivů zvanou sezónní diferencování²⁰. Tento druhý alternativní přístup očištění sezónnosti časových řad bude v této práci využit ke srovnání významnosti koeficientů a jejich závislostí. Tato metoda se podobá metodě prvních diferencí a snižuje počet pozorování základního datového souboru o dvanáct pozorování. Časové řady již vyjádřené v procentních bodech jsou očištěny pomocí sezónní difference rozdílu, vyjadřující první vzorec. Finanční časové řady jsou upraveny pomocí druhého vzorce, vyjadřující roční procentní změnu stejného měsíce daného roku.

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-12}$$

$$\Delta Y_t = 100 * (Y_t - Y_{t-12}) - 100$$

Další vlastností ekonomických časových řad, kterou je důležité ověřit, je stacionarita. Artl (1998) zmiňuje, že při analýze ekonomických časových řad rozlišujeme samotné řady na stacionární²¹ a nestacionární. Přičemž platí, že stacionární časové řady se označují jako řady s krátkou pamětí, naopak nestacionární řady jsou označovány jako řady s dlouhou pamětí. Stacionarita ekonomické časové řady je důležitým předpokladem

¹⁸ Časové řady měsíčního vývoje inflace a tempa růstu HDP nebyly pomocí této metody ošetřeny. Získané časové řady, jsou již měřeny metodami, které odstraňují sezónnost.

¹⁹ ARIMA tedy autoregresivní integrované modely klouzavých modelů se mimo jiné využívají při specifikaci modelů časových i nestacionárních procesů. V první fázi je časová řada linearizována, následně je určen řád integrace časové řady.

²⁰ Seasonal differencing

²¹ Stacionaritou časové řady se rozumí vlastnost, která udává konstantní průměr, variaci i kovariaci. Wooldridge (2009).

pro odhady pomocí lineárních modelů, v případě této práce metodou OLS²². Formální definici stacionarity časové řady uvádí Artl, Artlová, Rublíková (2002), nebo Wooldridge (2009); kdy je stacionarita definována pomocí stochastického procesu. Stochastický proces je v čase upořádaná řada náhodných veličin $\{y(s, t), s \in S, t \in T\}$, kde S je výběrový prostor a T je indexní řada. Pro každé $t \in T$ je $y(., t)$ náhodná veličina definovaná na výběrovém prostoru S . Pro každé $s \in S$ je $y(s, .)$. Realizací stochastického procesu definovaná na indexní řadě T , tj. uspořádaná řada čísel, z nichž každé odpovídá jedné hodnotě indexní řady. Časovou řadu lze tedy chápat jako realizaci stochastického procesu. Stochastický proces je striktně stacionární, jestli je jeho pravděpodobností chování invariantní vůči posunům v čase.

Výskyt nestacionarity časové řady může být sledován vizuální analýzou grafického zobrazení vývoje časové řady. Grafy upravených časových řad, pomocí využitých metod k odstranění sezónnosti, jsou zobrazeny v příloze 2A a 2B. Metody očištění sezónnosti časových řad může mimo jiné z části pomoci vyřešit i problém některých nestacionárních časových řad. Dalšími možnými metodami, které lze pro ověřování stacionarity časových řad využít, jsou Box-Jenkinsova metodologie a test jednotkového kořene²³. Z grafické analýzy sezónně očištěných časových řad lze soudit, že většina časových řad je pravděpodobně nestacionárními. Pro ověření grafické analýzy jsou časové řady použitých proměnných testovány pomocí ADF²⁴ testu v ekonometrickém programu Gretl. Rozšířený Dickey-Fuller test, testuje nulovou hypotézu o výskytu jednotkového kořenu, tedy hypotézu o nestacionaritě časové řady. Alternativní hypotéza značí stacionaritu časové řady. Pro testování stacionarity použitých časových proměnných byl využit ADF test s konstantou, kde byl zvolen počet zpoždění 5. V následující tabulce jsou uvedeny výsledné hodnoty testovací statistiky a jejich ρ -hodnot.

²² Ordinary least squares – metoda nejmenších čtverců

²³ Unit – root test, který testuje stacionaritu časové řady a zda obsahuje jednotkový kořen

²⁴ Augmented Dickey-Fuller test

Tabulka 3 Výsledky ADF testů pro jednotlivé časové řady datového souboru

	Testovací statistika	ρ-hodnota
<i>Nezaměstnanost</i>	- 2,2822	0,1778
<i>Nezaměstnanost ženy</i>	- 2,1327	0,2318
<i>Nezaměstnanost muži</i>	- 2,4552	0,1267
<i>Minimální mzda</i>	- 1,5958	0,4816
<i>Mediánová mzda ženy</i>	- 1,4111	0,5785
<i>Mediánová mzda muži</i>	- 0,8589	0,8016
<i>Kaitz index ženy</i>	- 2,1003	0,2450
<i>Kaitz index muži</i>	- 1,7840	0,3868
<i>Životní minimum</i>	- 2,8388	0,0559
<i>Diference minimální mzdy a životního minima</i>	- 2,6360	0,0886
<i>Tempo růstu HDP</i>	- 2,3697	0,1505
<i>Inflace</i>	- 2,3475	0,1571
<i>Podpora v nezaměstnanosti</i>	- 2,4014	0,1413
<i>Přídavek na dítě</i>	- 2,2706	0,1832
<i>Rodičovský příspěvek</i>	- 2,9015	0,0481
<i>Porodné</i>	- 0,8203	0,8094
<i>Index vzdělanosti ženy</i>	0,34617	0,9798
<i>Index vzdělanosti muži</i>	0,43798	0,9838
<i>Volná pracovní místa</i>	- 1,3085	0,6279
<i>Aktivní politika zaměstnanosti</i>	- 2,8743	0,0514

Zdroj: Vlastní zpracování

Výsledky odhadnutých ρ -hodnot ADF testů pro jednotlivé proměnné zahrnuté v základním datovém souboru ve výše zmíněné tabulce, jsou použity k testování nulové hypotézy o nestacionaritě časové řady. Na základě těchto výsledných ρ -hodnot je zřejmé, že nestacionární časové řady v datovém souboru výrazně převažují. Nulovou hypotézu o nestacionaritě časové řady na 10% hladině významnosti se podařilo zamítnout u proměnných životní minimum, difference minimální mzdy a životního minima, rodičovský příspěvek a aktivní politika zaměstnanosti. Časové řady jsou stacionární. U ostatních časových řad se neprokázalo zamítnout nulovou hypotézu, tyto časové řady jsou tedy nestacionární. Mírně nestacionárními časovými řadami se podle výsledných ρ -hodnot zdají být nezaměstnanost mužů, tempo růstu HDP, inflace a podpora v nezaměstnanosti. Na základě vizuální grafické analýzy by se dal tento mírný odklon od stacionárního průběhu považovat za přijatelnější než ztrátu vypovídající schopnosti časové řady.

Silně nestacionární časové řady indexů vzdělanosti, které na základě grafické analýzy řad jsou téměř lineární, budou z další analýzy vyřazeny. Téměř lineární průběh po očištění sezónnosti, je důsledkem uvedení stejných hodnot pro každý měsíc daného roku. Taková časová řada není vhodná pro zařazení do analýzy měsíčních dat.

Časové řady, které jsou nestacionární, ač i mírně nestacionární, je nutné z důvodu předejití zdánlivé regrese ošetřit od nestacionárního průběhu. Wooldridge (2009) zmiňuje, pokud jsou k odhadu lineárních regresních modelů použity nestacionární časové řady, může docházet ke zdánlivé regresi. Která může v případě absence dalších úprav nestacionárních řad k nesmyslným výsledkům.

K řešení nestacionárních časových řad je standardně využíván přechod do diferencovaných tvarů. Tím může být první difference, která je definována jako kvantitativní rozdíl odlišných sousedních hodnot, které udávají změnu v čase t ve srovnání s $t - 1$.

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

Výše zmíněná první difference je využita u časových řad, které jsou již uvedeny v procentních hodnotách. V případě finančních časových řad a časových řad obsahující absolutní počty pracovních míst, ať již v případě proměnné volné pracovní místa

a aktivní politika zaměstnanosti, je vhodné zvolit metodu procentní změny, která je definována následovně.

$$\Delta Y_t = 100 * (Y_t - Y_{t-1}) - 100$$

K ověření úspěšnosti stacionarizace pomocí metody prvních diferencí byl proveden ADF test, který prokázal úspěšnost transformace nestacionárních časových řad. ADF test byl proveden i pro datový soubor, který byl očištěn o sezónnost metodou meziroční procentní změny. Výsledné hodnoty většiny proměnných prokazují nestacionární průběh časové řady. Výsledné ρ -hodnoty ADF testů jsou uvedeny v příloze 2B.

V další části práce bude využito pro analýzu exogenních faktorů ovlivňující nezaměstnanost datových souborů, které byly očištěny o sezónnost pomocí dvou zmíněných principů a následně byly nestacionární časové řady převedeny na difference. Díky tomu bude možné provést srovnání významnosti koeficientů u modelů odhadnutých na časových řadách, u kterých byly využity různé metody očištění sezónnosti časových řad využitých v lineárních regresích této práce.

4. Empirická analýza

Hlavní částí práce je empirická analýza, ve které jsou představeny ekonometrické modely, pomocí kterých jsou na základě výchozích dat analyzovány vlivy exogenních proměnných na míru nezaměstnanosti v České republice v letech 2006–2015²⁵.

Níže prezentované ekonometrické modely analyzují vliv růstu minimální mzdy a dalších exogenních faktorů na míru nezaměstnanosti žen a mužů v ČR. Použité ekonometrické modely jsou odhadovány pomocí metody nejmenších čtverců.

K ověření ekonometrické verifikace a odhadnutí základních modelů nezaměstnanosti bude nejprve využit odhad modelů na základě základního datového souboru obsahujícího měsíční časové řady, které byly očištěny o sezónnost pomocí metody Census X-13 a následně diferencovány kvůli nestacionárnímu průběhu časových řad.

4.1 Základní modely

Po zvolených metodách očištění časových řad od sezónnosti integrovanou metodou Census X-13 dostupnou v ekonometrickém softwaru EViews. Ačkoli byly některé časové řady stacionárními, konkrétně difference minimální mzdy a životního minima, rodičovský příspěvek a aktivní politika zaměstnanosti, byly přesto použity první difference. Transformace časových řad na první difference snižuje vypovídající hodnotu dané proměnné. Z tohoto důvodu je vhodné, aby byla provedena transformace všech použitých časových řad. Model bude mít mimo jiné celistvou podobu. V případě absence a ucelenosti modelu mohou některé proměnné vykazovat zdánlivou významnost. Základní modely nezaměstnanosti žen a mužů budou v následující části práce pomocí metody nejmenších čtverců odhadnuty a ekonometricky verifikovány.

Základní model nezaměstnanosti žen, u kterého byly proměnné upraveny přechodem na první difference, vypadá následovně:

²⁵ V případě využití datového souboru očištěným metodou sezónních diferencí, je aplikací této metody datový soubor zkrácen o dvanáct pozorování. Analyzovaná míra nezaměstnanosti v ČR je v období 2007–2015.

$$\begin{aligned}
d_{uf_t} = & \beta_0 + \beta_1 d_{kaltz\ index\ f_t} + \beta_2 d_{minw/lm_t} + \beta_3 d_{tGDP_t} + \beta_4 d_{\pi_t} \\
& + \beta_5 d_{uc_t} + \beta_6 d_{chba_t} + \beta_7 d_{pb_t} + \beta_8 d_{chb_t} + \beta_9 d_{v_t} \\
& + \beta_{10} d_{aep_t} + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

Základní model pro muže, pro který jsou časové řady upraveny stejným způsobem jako u modelu pro ženy, vypadá následovně:

$$\begin{aligned}
d_{um_t} = & \beta_0 + \beta_1 d_{kaltz\ index\ m_t} + \beta_2 d_{minw/lm_t} + \beta_3 d_{tGDP_t} + \beta_4 d_{\pi_t} \\
& + \beta_5 d_{uc_t} + \beta_6 d_{chba_t} + \beta_7 d_{pb_t} + \beta_8 d_{chb_t} + \beta_9 d_{v_t} \\
& + \beta_{10} d_{aep_t} + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

5. Odhad základních ekonometrických modelů

V této části práce jsou pomocí metody nejmenších čtverců²⁶ odhadnuty základní ekonometrické modely nezaměstnanosti. U lineárně regresních modelů pro nezaměstnanost žen a mužů bude následně provedena ekonometrická verifikace. Kde se v rámci Gauss-Markových předpokladů bude práce věnovat autokorelaci, multikolinearitě a heteroskedasticitě. U těchto předpokladů, jejichž splnění je důležité pro využití metody OLS, bude zkoumáno případné porušení. V případě porušení G-M předpokladů budou navržena řešení porušení a jiné metody odhadu.

5.1 Odhad modelů metodou OLS

Prezentované základní modely nezaměstnanosti žen a mužů jsou v této části práce odhadovány metodou nejmenších čtverců. Tyto zmíněné modely jsou nejprve odhadnuty na základním datovém souboru složeného ze stacionární měsíčních časových řad, upravených pomocí prvních diferencí, tedy první metody, která byla podrobněji představena v kapitole metody očištění dat. V následující tabulce jsou představeny výsledné koeficienty odhadovaných regresních modelů analyzující exogenní proměnné na míru nezaměstnanosti žen a mužů v ČR v letech 2006 až 2015.

²⁶ OLS - Ordinary least squares

Tabulka 4 Regresní analýza základních modelů metodou OLS, za použití pozorování (T = 119)

	Model ženy		Model muži	
	Koeficient	Směrodatná chyba	Koeficient	Směrodatná chyba
const	- 0,00214456	0,00896171	- 0,0030338	0,0119481
d_kaitz index f	- 0,00027475	0,00797609		
d_kaitz index m			0,000695232	0,0098436
d_minw/lm	0,000625346	0,00394348	0,00178047	0,00527225
d_tGDP	- 0,00405193	0,0205064	- 0,0135383	0,0272327
d_π	- 0,05507***	0,0193848	- 0,0723674***	0,0258007
d_uc	0,00262952***	0,000998836	0,00470759***	0,00133182
d_chba	0,00222624	0,00176613	0,0017626	0,00235465
d_pb	- 0,00130362	0,00092646	- 0,00112558	0,00123582
d_chb	0,000607384	0,000752247	0,000809729	0,00100358
d_v	- 0,000546256	0,000543008	6,00363e-05	0,000724283
d_aep	0,000273131	0,00028129	0,000246225	0,000375442
R²	0,198243		0,233322	

*Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl; Pozn.: *** značí statistickou významnost proměnné na 1% hladině významnosti, ** značí statistickou významnost na 5% hladině významnosti, * značí statistickou významnost na 10% hladině významnosti*

Před samotnou interpretací koeficientů zmíněných modelů je nutné provést verifikaci modelu. Protože se mohou v odhadnutých modelech vyskytovat různé problémy, které mohou zapříčinit zkreslené i nepřesné výsledky. Před aplikací výsledků modelů na úroveň teoretické a praktické ekonomie je ekonometrická verifikace pomocí statistických testů nutná. Především z důvodu možné chybné interpretace výsledků a následných závěrů, které neodpovídají skutečnosti a jsou chybně namodelovány. K těmto účelům jsou použita ekonometrická kritéria, statistické testy a předpokládané ekonomické tvrzení vyplývající z teorie.

5.2 Ekonometrická verifikace

Woodridge (2005) uvádí předpoklady pro klasické lineární modely pro aplikaci časových řad. Kde prvních pět předpokladů jsou verze G-M předpokladů pro časové řady, které značí, že je metoda nejmenších čtverců BLUE²⁷ má konstantní a konečný rozptyl. Odhady jsou nevychýlené, konzistentní a vydatné. Dle Woodridge pro stanovení nestrannosti OLS postačují první tři předpoklady.

1) předpoklad: (Lineárnost v parametrech)

Stochastický proces $\{x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}, y_t\}: t = 1, 2, \dots, n\}$, následuje lineární tvar modelu

2) předpoklad: (Kolinearita)

Neexistuje perfektní lineární závislost mezi vysvětlujícími proměnnými, existence kolinearity, neexistence multikolinearity.

3) předpoklad: (Podmínka nulové střední hodnoty)

Pro každé t , je očekávaná hodnota chyby u_t , pro vysvětlující proměnné nulová ve všech časových periodách. $E(u_t|X) = 0, t = 1, 2, \dots, n$

Tento předpoklad implikuje, že náhodná chyba v každé časové periodě t je nekorelovaná se všemi vysvětlovanými proměnnými ve všech časových periodách (samozřejmě včetně časové periody t). Náhodné složky mají identické rozdělení s nulovou střední hodnotou.

4) předpoklad: (Homoskedasticita)

Podmínka X , rozptyl u_t , je stejný pro všechny t : $Var(u_t|X) = Var(u_t) = \sigma^2, t = 1, 2, \dots, n$

5) předpoklad: (Neexistence autokorelace)

Podmínka X , náhodné chyby ve dvou rozdílných časových periodách jsou nekorelované: $Corr(u_t, u_s|X) = 0$, pro všechny $t \neq s$. Dle této podmínky musí být nediagonální prvky kovariační matice náhodných složek nulové, tedy hodnoty náhodných složek po dvojicích jsou sériově nezávislé.

²⁷ Best linear unbiased estimation

6) předpoklad: (Normalita)

Náhodné chyby u_t jsou nezávislé na X a jsou nezávisle, identicky normálně rozloženy $(0, \sigma^2)$.

K ekonometrické verifikaci je nutné ověření splnění Gauss-Markových předpokladů, jejich splnění je důležité pro použití metody nejmenších čtverců. Porušením G-M předpokladů ztrácí odhad regresního modelu některé z klíčových vlastností. V následující části budou testovány splnění těchto předpokladů.

5.2.1 Autokorelace

Autokorelace se v modelu vyskytuje porušením G-M předpokladu o sériové nezávislosti náhodných složek. Sériová nezávislost náhodných složek se vyznačuje nulovými hodnotami náhodných složek na nediagonálních prvcích kovariační matice. Porušením této podmínky značí výskyt autokorelace v modelu. Často se problém autokorelace vyskytuje při analýze časových řad. V této práci jsou pro analýzu vlivu exogenních faktorů na nezaměstnanost časové řady využity, proto je nutné autokorelaci testovat. Pro zjištění autokorelace slouží mimo jiné koeficient autokorelace prvního řádu, nabývající hodnot $\langle -1, 1 \rangle$.

Tabulka 5 Výsledné koeficienty autokorelace

Koeficient autokorelace	
Model ženy	0,694746
Model muži	0,648362

Zdroj: Vlastní zpracování

Výsledné hodnoty koeficientů odhadnutých modelů poukazují na pozitivní autokorelaci, hodnoty koeficientů jsou kladné a značí sériovou nezávislost náhodných složek vektorů. Pro ověření výskytu autokorelace, je vhodné její výskyt ověřit pomocí spolehlivější Durbin-Watsonovy statistiky.

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2}$$

Pro určení výsledné charakteristiky autokorelace je nutné zjistit kritické hranice D-W statistiky. Potřebné hodnoty dolních a horních mezí jsou získány z integrovaných statistických tabulek programu Gretl. Ke zjištění kritických mezí je nutné znát počet pozorování n (v tomto případě je $n = 108$), a dále počet proměnných k (v tomto případě je $k = 10$). Výsledné kritické hodnoty jsou pro $d_L = 1,5234$ a $d_U = 1,8857$. Odhadované modely mají výslednou Durbin-Watsonovu statistiku rovnou uvedenou v následující tabulce.

Tabulka 6 Durbin-Watsonova statistika odhadovaných základních modelů

DW statistika	
Model ženy	0,607813
Model muži	0,702476

Zdroj: Vlastní zpracování

Pro ověření výskytu autokorelace v modelu je nutné stanovit hypotézy. A pomocí získaných hodnot D-W statistiky a kritických mezí, určit v jakém pásmu intervalů Durbin-Watsonovy statistiky se modely nachází.

H_0 : Neexistence autokorelace

H_1 : Existence autokorelace

Výsledné DW statistiky spadají do intervalu $0 - d_L$, je tedy zamítnuta nulová hypotéza o neexistenci autokorelace (sériová nezávislost náhodných složek) a je přijata alternativní hypotéza o výskytu autokorelace v obou odhadovaných modelech. Konkrétně se jedná o výskyt pozitivní autokorelace, výsledek koeficientu autokorelace byl tedy potvrzen. I přes výskyt pozitivní autokorelace zůstávají odhady koeficientů nestranné, nejsou však vydatné.

Možnou příčinou výskytu autokorelace u odhadovaných modelech mohou být některé extrapolované časové řady, které se mohou promítat do náhodných složek modelu, a mohou tak ovlivňovat jejich vzájemnou nezávislost. I přes očištění časových řad o sezónnost mohou být některé časové řady setrvačné, a tak jejich hodnoty v daném období mohou být ovlivněny hodnotami již v obdobích předchozích. Metodami odstranění autokorelace základních modelů budou uvedeny na závěru této části práce.

5.2.2 Heteroskedasticita

Splnění homoskedasticity je dalším předpokladem pro konzistentní, nevychýlený a vydatný odhad. Podle této podmínky by měl být rozptyl náhodné složky konečný a konstantní. Pokud je tento požadavek porušen, jedná se o heteroskedasticitu, která označuje situaci, kdy není rozptyl náhodné složky konstantní pro všechna pozorování, mění se v závislosti na hodnotách vysvětlujících proměnných. Pro splnění G-M předpokladů je ověřován výskyt v použitých lineárně regresních modelech. Pro testování výskytu heteroskedasticity v modelu je nejčastěji využíván Whiteův test²⁸. Whiteův test je integrován například ve statistickém programu Gretl, kde stanovená nulová a alternativní hypotéza zní:

H_0 : Homoskedasticita

H_1 : Heteroskedasticita

V následující tabulce jsou uvedeny p-hodnoty Whiteova testu základních modelů.

Tabulka 7 Výsledné p-hodnoty Whiteova testu základních modelů

	p-hodnota
Model ženy	0,544807
Model muži	0,379958

Zdroj: Vlastní zpracování

V případě, že je p-hodnota menší než 0,01, tak je na 1% hladině významnosti zamítnuta nulová hypotéza o homoskedasticitě. Na základě výsledných p-hodnot, získaných testováním základních modelů pomocí Whiteova testu se na 1% hladině významnosti podařilo zamítnout nulovou hypotézu. Hodnoty obou modelů jsou vyšší než 0,01 a spadají do oboru potvrzení nulové hypotézy, tudíž se v základních lineárně regresních modelech nevyskytuje heteroskedasticita. To znamená, že odhady pomocí metody nejmenších čtverců jsou nestranné, konzistentní a vykazují minimální rozptyl. Metoda OLS je BLUE tedy v tomto případě poskytuje optimální výsledky koeficientů, důvěryhodnost F-testů a t-testů není snížena.

²⁸ Parametrický test, který nezahrnuje přesnou formu závislosti. Využívá pomocné regrese sestavené z vysvětlujících proměnných, jejich druhých mocnin a násobků.

5.2.3 Multikolinearita

Porušením kolinearity, tedy Gauss-Markova předpokladu o lineární nezávislosti sloupců matice, značí výskyt multikolinearity. Multikolinearita se projevuje vzájemnou závislostí mezi exogenními proměnnými. Tento předpoklad je porušen téměř v každém ekonometrickém modelu, proto je důležité zkoumat únosnost kolinearity. Nejčastěji se multikolinearita vyskytuje v regresích, ve kterých se pracuje s časovými řadami, i proto je na místě se problémem zabývat. Multikolinearita u odhadnutých lineárních regresí je zjišťována pomocí testu Variance Inflation Factors²⁹, který je integrován v programu Gretl. V následující tabulce jsou uvedeny výstupní hodnoty testu kolinearity.

Tabulka 8 Hodnoty indexu měřeného únosnosti multikolinearity pomocí testu VIF

	Model ženy	Model muži
<i>kaitz index f</i>	1,148	
<i>kaitz index m</i>		1,140
<i>minw/lm</i>	1,186	1,191
<i>tGDP</i>	1,289	1,279
π	1,199	1,195
<i>uc</i>	1,553	1,552
<i>chba</i>	1,032	1,031
<i>pb</i>	1,102	1,102
<i>chb</i>	1,168	1,169
<i>aep</i>	1,067	1,067
<i>v</i>	1,155	1,157

Zdroj: Vlastní zpracování

Výsledné hodnoty VIF testu kolinearity nepřekračují hodnotu 10, která značí neúnosnost kolinearity. V tomto případě se tedy v základních regresích analyzující vliv exogenních faktorů na míru nezaměstnanosti žen a mužů v letech 2006 až 2015, nevyskytuje neúnosná kolinearita.

²⁹ VIF kvantifikuje únosnost multikolinearity v regresích využívající metodu OLS. Poskytuje hodnotu indexu, která měří, jak moc rozptýl odhadovaných regresních koeficientů vzroste z důvodu kolinearity.

5.2.4 Řešení porušení Gauss-Markových předpokladů

U odhadovaných základních modelů analyzující vliv exogenních faktorů na nezaměstnanost žen a mužů bylo zjištěno porušení jednoho z Gauss-Markových předpokladů. Z toho důvodu již použitá metoda nejmenších čtverců neposkytuje nejlepší lineárně nestranné odhady. Odhady již nemusejí mít optimální vlastnosti a statistické testy nemusí být vydatné a konstantní. Proto se před interpretací odhadnutých koeficientů provádí ekonometrická verifikace. V lineárních regresích byl potvrzen výskyt pozitivní autokorelace; odhady regresí tedy nemají minimální rozptyl, nejsou vydatné.

Testování kolinearity neprokázalo výskyt neúnosné kolinearity v základních modelech nezaměstnanosti. Tento fakt je pravděpodobně díky vhodně zvolené úpravě časových řad. Neúnosná kolinearita lze předpokládat mezi proměnnými pro měsíční mediánové mzdy žen a mužů. Z grafické analýzy nediferencované časové řady lze usoudit podobný trend mezi těmito dvěma proměnnými.

Příčinou zjištěné autokorelace u obou základních modelů mohou být setrvačnosti ekonomických veličin, které jsou zahrnuty v měsíčních časových řadách datového souboru. Většina ekonomických časových řad bývá často ovlivněna hodnotami předchozími; typickým příkladem je endogenní proměnná značící míru nezaměstnanosti v ČR. Další možná příčina již byla zmíněna v kapitole věnované autokorelaci, kde bylo uvedeno, že příčinou mohou být extrapolované časové řady, které se mohou promítat do náhodných složek, a tím ovlivňovat jejich nezávislost.

Autokorelace náhodných složek může být odstraněna použitím zobecněné metody nejmenších čtverců³⁰, kdy tato metoda v případě výskytu autokorelace v modelu poskytuje nestranné a vydatné odhady s menším rozptylem. Metoda zobecněných nejmenších čtverců využívá autoregresivní proces prvního řádu³¹. Tento model vícenásobné regrese s autokorelovanými náhodnými složkami, který je generovaný AR (1) procesem, využívá Cochran-Orcuttovu proceduru jako jednu z variant transformace nevydatného odhadu. Většina statistických a ekonometrických programů

³⁰ GLS

³¹ AR(1)

umožňuje provedení této metody automaticky. Procedura využívá k odhadu reziduí nevydatný OLS estimátor a původní datový soubor. Po každé transformaci je tedy vhodné ověřit pomocí některých testů, zda byl problém autokorelace vyřešen. Pokud problém autokorelace není vyřešen z důvodu nevhodné transformace, není vhodné využít výše zmíněnou metodu. Další vhodnou metodou odstranění problému autokorelace v základních modelech rozdělených podle pohlaví, je metoda OLS s použitím robustních standardních chyb³². Pomocí této metody jsou odhady směrodatných odchylek parametrů získány z variační matice vektoru parametrů, za současného předpokladu existence autokorelace a heteroskedasticity. Němec (2012) uvádí, že tento přístup k vyřešení problému autokorelace a heteroskedasticity je, vzhledem k rozšířenému názoru vyrovnání se s autokorelací a méně efektivním odhadem, více doporučován než používání transformací, které neodpovídají charakteru náhodných složek a mohou vést k nepřesným či zavádějícím výsledkům. Třetím možným řešením autokorelace odhadovaných modelů může být přidáním zpožděných vysvětlovaných proměnných do lineárně regresního modelu. Nicméně v případě využití této metody, dochází často k výskytu multikolinearity v modelu, který se vyskytuje i u těchto regresí. Výskyt kolinearity je v odhadovaných regresích pravděpodobně zapříčiněn zahrnutím více zpožděných proměnných se stejným vývojem a trendem. V případě přidání pouze jedné zpožděné endogenní proměnné není autokorelace z modelu odstraněna.

Protože jsme pomocí výše uvedené ekonometrické verifikace modelu zjistili porušení G-M předpokladu, je metoda OLS nevhodná pro odhad lineárních regresních modelů analyzujících vliv exogenních faktorů na míru nezaměstnanosti žen a mužů v ČR. Z tohoto důvodu není nutné provádět statistickou ani ekonomickou verifikaci odhadovaných modelů, protože je nutné využít jinou metodu odhadu regresních modelů, při které se již model nebude potýkat s problémem autokorelace.

Protože v této práci byly využity dvě různé metody očištění sezónnosti časových řad, které tvoří oba základní datové soubory, musí být přirozeně provedena ekonometrická verifikace i druhé metody k očištění využité. Výstupy odhadovaných modelů jsou prezentovány v příloze 3. Protože i v případě metody ročních procentních změn se

³² HAC – Heteroskedasticity autocorrelated consistent

některé časové řady prokázaly být nestacionární, byl zvolen přechod na první difference. Přechod na první difference byl zvolen i u časových řad, které již byly stacionární. Tato úprava je zvolena především z důvodu stejné struktury proměnných v modelu, stejné specifikaci základních modelů, které budou v dalších částech práce srovnávány. Zároveň přechod na první difference proměnných snižuje pravděpodobnost zdánlivé regrese modelů.

I u těchto modelů byla provedena ekonometrická verifikace, ve které bylo zaměřeno na porušení G-M předpokladů. U obou základních modelů, odhadnutých na základě časových řad očištěných druhou metodou o sezónnost, byl prokázán výskyt autokorelace. Hodnoty D-W statistiky³³ u základního modelu žen a mužů značí výskyt pozitivní autokorelace u základních regresí. Whitův test heteroskedasticity a jeho výsledné p -hodnoty jsou následující (0,045643 a 0,0562418) pro základní model nezaměstnanosti žen a mužů. Na základě těchto hodnot je na 10% hladině významnosti zamítnuta nulová hypotéza o homoskedasticitě modelu. Hodnoty VIF testů obou základních regresí nepotvrdily výskyt neúnosné kolinearity.

Podobně jako výše v této kapitole práce, kde byly odhadnuty základní regresní modely pomocí časových řad upravených prvním způsobem očištění o sezónnost, tak i v tomto případě se v základních regresích vyskytuje autokorelace. Jako řešení tohoto problému bude tedy zvolena stejná metoda jako v předchozím případě. Výsledné modely nezaměstnanosti budou odhadnuty pomocí metody nejmenších čtverců s robustními standardními chybami, který řeší problém autokorelace.

³³ Durbin-Watsonova statistika model nezaměstnanosti žen (0,607813) a u modelu nezaměstnanosti mužů (0,702476). V tomto případě kdy je v základním datovém souboru 108 pozorování nabývají kritické hodnoty následujících hodnot $dL = 1,4900$ a $dU = 1,8919$.

6. Odhady výsledných modelů nezaměstnanosti jejich verifikace a interpretace

V této části práce budou představeny odhady regresních modelů nezaměstnanosti žen a mužů, na kterých je analyzován vliv minimální mzdy a dalších exogenních faktorů ovlivňujících nezaměstnanost. Dále jsou představeny modely nezaměstnanosti, které pomocí odlišné specifikace testují uvedené hypotézy. U těchto modelů jsou odděleně provedeny ekonometrické, statistické a ekonomické verifikace. Modely lineárních regresí jsou odhadnuty pomocí metody nejmenších čtverců s použitím robustních standardních chyb (HAC). Tato metoda byla zvolena jako řešení výskytu autokorelace v základních regresích, odhadovaných pomocí metody OLS, která byla prokázána při odhadech na základě datových souborů upravených odlišnými metodami očištění sezónnosti. V případě odhadů modelů pomocí druhé metody očištěných časových řad byl v základních regresích prokázán výskyt heteroskedasticity, tudíž je tato zvolená metoda odhadu považována za vhodnou.

Pro ověření robustnosti koeficientů a výsledných směrů vlivů odhadovaných regresních modelů nezaměstnanosti, budou provedeny odhady pomocí vynechání proměnné podpory v nezaměstnanosti. A dále pomocí modelů celkové zaměstnanosti.

V kapitole věnované očištění dat byly již popsány úpravy použitých datových souborů, se kterými v této části budeme pracovat. Tento přechod poněkud stíží interpretaci koeficientů a pravděpodobně znemožní určení dlouhodobých vztahů mezi proměnnými Wooldridge (2009). Pro účely této práce nicméně postačí jistota, že odhadnuté koeficienty budou spolehlivější a průkaznější než koeficienty neočištěných o sezónnost a nediferencovaných časových řad.

Srovnání výsledků výchozích empirických prací a této empirické analýzy kvůli odlišné úpravě časových řad a kvůli odlišné specifikaci ekonometrických modelů, nebude provedeno kvantitativním vyčíslením. Na závěr této části práce jsou srovnány výsledné závislosti koeficientů jednotlivých modelů nezaměstnanosti, ověření stanovených hypotéz a srovnání s předchozími empirickými pracemi.

6.1 Model nezaměstnanosti žen

Model nezaměstnanosti žen, který analyzuje vliv exogenních proměnných na míru nezaměstnanosti žen, má následující formu:

$$\begin{aligned} d_{uf_t} = & \beta_0 + \beta_1 d_{kaltz\ index\ f_t} + \beta_2 d_{minw/lm_t} + \beta_3 d_{tGDP_t} + \beta_4 d_{\pi_t} \\ & + \beta_5 d_{uc_t} + \beta_6 d_{chba_t} + \beta_7 d_{pb_t} + \beta_8 d_{chb_t} + \beta_9 d_{v_t} \\ & + \beta_{10} d_{aep_t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Výše zmíněný model, má tedy identickou formu jako v předchozí části práce, zmíněný základní model nezaměstnanosti žen. Při ekonometrické verifikaci základních modelů byl zjištěn výskyt autokorelace, proto musí být model nezaměstnanosti žen znovu odhadnut metodou OLS s HAC. V této kapitole věnované modelu nezaměstnanosti žen bude konečný model odhadnut na základě dvou datových souborů, které jsou očištěny o sezónnost dvěma různými způsoby, dále první metoda a druhá metoda, které již byly blíže popsány v kapitole metody očištění dat.

V následující tabulce jsou uvedeny výsledné koeficienty, směrodatné chyby a hladiny významnosti proměnných. Odhad regresního modelu je proveden na dvou datových souborech, složených z odlišně upravených časových řad. U obou odhadů bude provedena verifikace modelů a jejich interpretace. Kompletní výstupy odhadovaného modelu nezaměstnanosti žen z ekonometrického softwaru Gretl jsou uvedeny v příloze 4.

Tabulka 9 Výsledné hodnoty koeficientů odhadů modelů nezaměstnanosti žen, na odlišných datových souborech

	<i>Metoda 1</i>		<i>Metoda 2</i>	
	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>
const	- 0,00214456	0,0138106	- 0,00470988	0,0165039
d_kaitz index f	- 0,00027475	0,00865084	0,00317442	0,00681968
d_minw/lm	0,000625346	0,00440514	- 0,00490255	0,00490786
d_tGDP	- 0,00405193	0,0265602	- 0,0611081*	0,0321618
d_π	- 0,05507***	0,0186382	- 0,0373531	0,0324556
d_uc	0,00262952**	0,00122821	0,00647662***	0,0023619
d_chba	0,00222624*	0,00118641	0,00283076	0,00193881
d_pb	- 0,00130362***	0,000298981	- 0,00119931	0,000924987
d_chb	0,000607384	0,000620254	0,000836039	0,000538032
d_v	- 0,000546256	0,000463983	- 0,000288593	0,000326966
d_aep	0,000273131	0,000252815	- 0,000320899	0,000256158
R²	0,198243		0,469082	
počet pozorování	119		107	

*Zdroj: Vlastní zpracování, Gret; Pozn.: *** značí statistickou významnost proměnné na 1% hladině významnosti, ** značí statistickou významnost na 5% hladině významnosti, * značí statistickou významnost na 10% hladině významnosti*

6.1.1 Verifikace modelu

Před samotnou interpretací odhadnutých koeficientů je vhodné provést verifikaci modelu. Nejprve má smysl provést ekonometrickou verifikaci modelu, pomocí které bude určeno, zda byl vyřešen problém předchozích modelů³⁴. Pro řešení problému výskytu autokorelace byla zvolena odhad metodou OLS s robustními standardními chybami, která řeší problém autokorelace v modelu, mimo jiné i případný výskyt heteroskedasticity.

Následujícím krokem je statistická verifikace modelu, která slouží k prokázání statistické reálnosti celého regresního modelu i jednotlivých odhadnutých koeficientů exogenních proměnných. Statistická verifikace je založena na statistických testech,

³⁴ U základního modelu nezaměstnanosti žen byla zjištěna autokorelace

které jsou generovány ekonometrickými programy a ověřují významnost a přesnost výsledných odhadovaných koeficientů proměnných. Hodnota koeficientu determinace³⁵ značí, že se odhadem lineární regrese na základě časových řad upravených první metodou podařilo vysvětlit 19,82 % variability endogenní proměnné. Hodnota koeficientu determinace získaná odhadem regrese pomocí časových řad upravených druhou metodou značí, že se podařilo vysvětlit 46,9 % variability endogenní proměnné.

Artl (1997) ve své práci Regresní analýza nestacionárních ekonomických časových řad zmiňuje, že základním předpokladem při používání klasické regresní analýzy při zkoumání vztahů mezi časovými řadami je stacionarita exogenních proměnných. V případě této práce byla nestacionarita jednotlivých časových řad odstraněna prvními diferencemi v případě obou odlišných metod očištění sezónnosti. Tudiž z toho důvodu by měl být problém zdánlivé regrese ošetřen. Dále Artl cituje: Phillips (1986) ukázal, že Durbin-Watsonova statistika počítána na základě reziduí modelu při rozsahu výběru rostoucích do nekonečna konverguje k nule, v případě zdánlivé regrese. Při pravé regresi, kdy mezi proměnnými existuje skutečná závislost, D-W statistika konverguje k nenulové hodnotě. Phillips na základě hodnoty D-W statistiky odlišuje tedy od zdánlivé a pravé regrese. Granger a Newbold (1974) při odhadování zdánlivé regrese vycházeli ze vztahu indexu korelace a statistiky. Považovali regresi za pravděpodobně zdánlivou v případě, kdy koeficient determinace > D-W statistika, neboť tento vztah může znamenat, že rezidua mají nestacionární charakter.

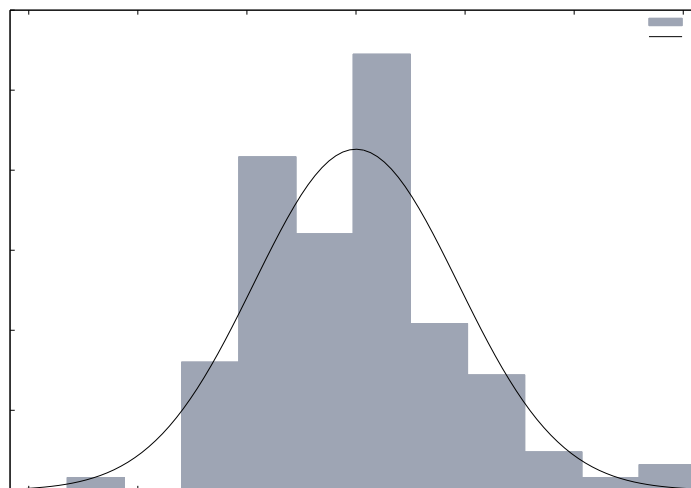
V případě výše odhadnutých regresí na časových řadách upravených dvěma metodami a následně stacionarizovaných, byly získány hodnoty D-W statistiky v případě první metody (0,607813), v případě druhé metody (0,681852). Odhadnuté modely pomocí odlišně upravených časových řad nejsou tedy zdánlivou regresí. Tento fakt lze podložit odhadem jednoduché regrese, která se skládá pouze z endogenní proměnné a jedné exogenní proměnné, konkrétně podpory v nezaměstnanosti. Z výstupů, které jsou uvedeny v příloze 4 je zřejmé, že významnou vysvětlivací variabilitu má právě tato významná proměnná. Její vyřazení z modelu nezaměstnanosti a vliv této úpravy bude zkoumán v dalších částech této práce.

³⁵ Koeficient determinace vyjadřuje, jakou část variability endogenní proměnné objasnil regresní model

Statická významnost modelu jako celku, lze testovat pomocí F-testu³⁶. Model nezaměstnanosti žen vyšel jako celek statisticky významný, p -hodnota F-testu $\leq 0,01$. Na základě této hodnoty byla na 1% hladině významnosti zamítnuta nulová hypotéza o nevýznamnosti modelu jako celku při odhadu pomocí obou metod očištění časových řad. Další statistickou hodnotou jsou dílčí t -testy, které slouží k posuzování statistické významnosti odhadnutých koeficientů regresního modelu. V tomto případě značí nulová hypotéza statistickou nevýznamnost proměnné, pokud je p -hodnota dané exogenní proměnné modelu $\leq 0,1$, lze nulovou hypotézu o nevýznamnosti zamítnout. Statistická významnost jednotlivých proměnných modelu je označena ve výše zmíněné tabulce, ve které jsou uvedeny hodnoty odhadnutých koeficientů, kde jsou pomocí hvězdiček označeny hladiny významnosti dané proměnné modelu. Samotné p -hodnoty proměnných obou odhadů lineárně regresního modelu nezaměstnanosti žen jsou uvedeny ve výstupech z ekonometrického softwaru Gretl v příloze 4.

Další statistickou metodou, kterou je nutné ověřit je normálnost reziduí. Rezidua náhodné složky, by měla mít nulovou střední hodnotu a normální rozdělení, tato podmínka již byla zmíněna v Gauss-Markových předpokladech. Normalita reziduí je testována pomocí Chí-kvadrát testu, který ověřuje, zda jsou rezidua náhodné složky normálně rozdělena. Nulová hypotéza testu značí normální rozdělení reziduí.

Graf 3 Test normality reziduí (Chí-kvadrát) model nezaměstnanosti žen, první metoda

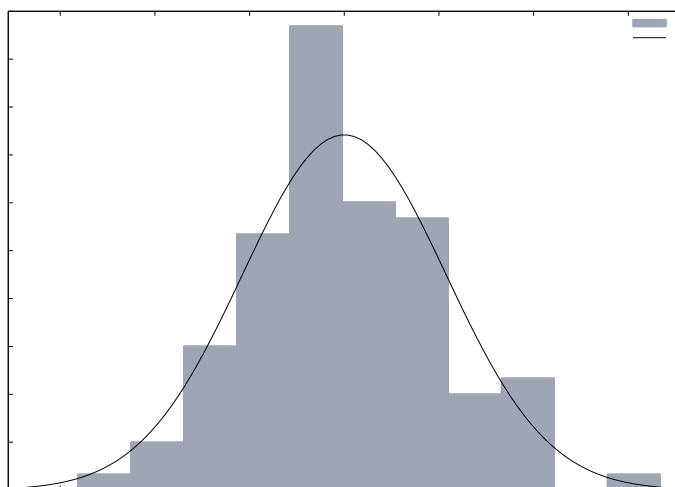


Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

³⁶ $F = \frac{R^2(n-k)}{1-R^2(k-1)}$, kde n značí počet pozorování a k značí počet parametrů modelu

Na základě p -hodnoty ve výše uvedeném grafu, je zamítnuta nulová hypotéza o normálním rozdělení reziduí v modelu nezaměstnanosti žen, odhadnutém na datovém souboru očištěném o sezónnost první metodou. Rezidua nesplňují podmínku normálního rozdělení, model nezaměstnanosti žen se tedy nepodařilo vysvětlit v plném rozsahu. Jeho výsledné koeficienty nelze interpretovat v plné šíři. Interpretace jejich výsledků není možná na celou populaci, centrální limitní věta³⁷ byla porušena.

Graf 4 Test normality reziduí (Chí-kvadrát) model nezaměstnanosti žen, druhá metoda



Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Na základě p -hodnoty ve výše uvedeném grafu nebyla zamítnuta nulová hypotéza o normálním rozdělení reziduí v modelu nezaměstnanosti žen odhadnutého druhou metodou očištění sezónnosti časových řad. Rezidua splňují podmínku normálního rozdělení, výsledný model nezaměstnanosti žen se tedy podařilo vysvětlit v plném rozsahu a jeho výsledné koeficienty lze interpretovat v plné šíři.

Ekonomická verifikace modelu je třetí nezbytnou podmínkou pro interpretaci a uvedení odhadnutých koeficientů regrese modelu do praxe. Metoda ekonomické verifikace je založena na ověřování správnosti odhadnutých numerických hodnot koeficientů proměnných a jejich směrů působení. V následující tabulce jsou uvedeny předpokládané vlivy působení jednotlivých exogenních proměnných a závislosti na základě provedené regresní analýzy modelu nezaměstnanosti žen.

³⁷ V teorii pravděpodobnosti označuje tvrzení, podle něhož se rozdělení výběrového průměru za určitých podmínek a po vhodné normalizaci blíží k normálnímu rozdělení.

Tabulka 10 Srovnání předpokládaných a odhadnutých vlivů působení exogenních proměnných

	<i>Předpoklad</i>	<i>Odhadnutý koeficient (Metoda 1)</i>	<i>Odhadnutý koeficient (Metoda 2)</i>
<i>Kaitz index ženy</i>	+ / –	–	+
<i>Diference minimální mzdy a životního minima</i>	+ / –	+	–
<i>Tempo růstu HDP</i>	–	–	–
<i>Inflace</i>	–	–	–
<i>Podpora v nezaměstnanosti</i>	+	+	+
<i>Přídavek na dítě</i>	+	+	+
<i>Rodičovský příspěvek</i>	+	–	–
<i>Porodné</i>	–	+	+
<i>Volná pracovní místa</i>	–	–	–
<i>Aktivní politika zaměstnanosti</i>	–	+	–

Zdroj: Vlastní zpracování

Nyní na základě předchozí tabulky, zobrazující předpokládané a výsledné vlivy koeficientů, budou srovnány odhady modelu nezaměstnanosti žen pomocí časových řad očištěných o sezónnost různými metodami.

Kaitz index pro ženy je proměnná, která je definována jako podíl minimální mzdy a měsíční mediánové mzdy žen v dané ekonomice. Pokud minimální mzda roste rychleji než mzda mediánová, tedy přibližuje se k její hodnotě, roste hodnota indexu. Růst indexu by měl z teoretického hlediska snižovat nezaměstnanost, protože tento index vyjadřuje ochotu lidí pracovat za minimální mzdu, kdy s růstem minimální mzdy se tato ochota zvyšuje. Klesá tedy dobrovolná nezaměstnanost. Na druhé straně díky růstu minimální mzdy může docházet ke snižování ochoty zaměstnavatelů nabízet práci volné pracovní místa, nebo dokonce snižovat stavy zaměstnanců. To platí v případě zaměstnávání za minimální mzdu, kdy přirozeně zvyšování minimální mzdy zvyšuje zaměstnavatelům náklady, kteří řeší růst nákladů propouštěním zaměstnanců, a tím zvyšují míru nezaměstnanosti. Z toho důvodu tedy nebylo možné v části práci věnované kontrolním proměnným ekonomického modelu předem určit předpokládaný směr

závislosti proměnné Kaitz index. V příloze 1 je prezentován grafický průběh časové řady Kaitz indexu, který má klesající trend, který lze potvrdit grafickým vývojem očištěné časové řady o sezónnost v příloze 2. Díky tomuto průběhu klesajícího indexu, lze tvrdit, že reálný růst minimální mzdy je pomalejší než reálný růst mediánové mzdy žen. Tedy v tomto případě, kdy Kaitz index je klesající, lze očekávat na základě výchozí teorie negativní vliv na míru nezaměstnanosti žen. V provedené regresní analýze modelu nezaměstnanosti žen, pomocí odhadů s odlišně upravenými časovými řadami, byly získány odlišné závislosti této proměnné. Kdy v případě první metody očištění o sezónnost byl získán negativní vliv na endogenní proměnnou, tak v případě druhé metody byl získán vliv pozitivní. Nicméně významnost této proměnné se nepodařilo v případě dvou odhadů tohoto modelu prokázat, nemá tudíž žádnou vypovídající schopnost.

Diference minimální mzdy a životního minima je druhou proměnnou, která zahrnuje minimální mzdu do analýzy této práce. V kapitole kontrolní proměnné byly popsány teoretické závislosti této proměnné. Je tedy předpokládáno, že nezaměstnaný jedinec porovnává částku životního minima a právě zmíněnou minimální mzdu. Nezaměstnanému se tedy nemusí vyplatit pracovat za minimální mzdu, kterou by získal na trhu práce, ale bude raději čerpat sociální dávky, které mu zabezpečí dostatečný příjem, který si případně může vylepšit nabídkou práce na černo. Uvedený předpoklad, který byl zmíněn v kapitole kontrolní proměnné, uvádí, že s vyšší hodnotou proměnné difference minimální mzdy a životního minima, se nevyplatí jedinci pracovat a bude raději pobírat sociální dávky. Pokud za tohoto předpokladu poroste hodnota proměnné, bude to zapříčiněno rychlejším růstem minimální mzdy než růstem životního minima, lze tedy očekávat pokles nezaměstnanosti, protože se nezaměstnaným vyplatí spíše pracovat. Na základě grafické analýzy časové řady difference minimální mzdy a životního minima, která vykazuje klesající trend, tedy klesající hodnotu difference. Klesající hodnota difference ukazuje na přibližování hodnoty minimální mzdy a životního minima. Lze tedy očekávat pozitivní vliv na míru nezaměstnanosti žen. Kdy v prvním případě odhadu modelu na časových řadách upravených první metodou vyšel vliv této proměnné negativní a v případě odhadu na časových řadách druhou metodou je vliv pozitivní. Významnost proměnné difference se však nepodařil potvrdit ani v jednom případě odhadu modelu nezaměstnanosti žen.

Další exogenní proměnou modelu je tempo růstu hrubého domácího produktu, kdy tato proměnná je z teoretického hlediska bezesporu významná. Významnost této proměnné se podařilo prokázat na 10% hladině významnosti v případě odhadu modelu nezaměstnanosti na řadách upravených druhou metodou očištění sezónnosti. V obou případech byl prokázán negativní vliv na míru nezaměstnanosti žen, který byl na základě teoretických východisek předpokládán. Tyto východiska jsou především z neoklasického růstového modelu a na základě Okunova zákona, který vyjadřuje negativní korelaci mezi mírou nezaměstnanosti a mírou růstu HDP.

Míra inflace je další proměnnou, který nabývá makroekonomické významnosti. Tímto vztahem se zabýval mimo jiné Samuelson a Solow (1960), na základě jejich práce byla v teoretickém modelu předpokládána negativní korelace této proměnné s endogenní proměnou modelu, tedy mírou nezaměstnanosti. Ve výše analyzovaném modelu nezaměstnanosti žen na odlišně upravených časových řadách se v případě první metody podařila prokázat významnost proměnné na 1% hladině významnosti. V případě druhé metody očištění časových řad, významnost proměnné prokázána nebyla. Závislost míry inflace na míru nezaměstnanosti žen v obou případech potvrdila teoretické předpoklady. Míra inflace má tedy negativní vliv na míru nezaměstnanosti žen.

První proměnnou sociálního charakteru je podpora v nezaměstnanosti, která má bezesporu významný vliv na míru nezaměstnanosti. Tato exogenní proměnná nabývá pozitivní korelace s endogenní proměnnou modelu. Tento vliv je intuitivní a na základě teorie předpokládán. S růstem vyplacené podpory v nezaměstnanosti se tedy předpokládá růst míry nezaměstnanosti. Při růstu nezaměstnanosti roste počet nezaměstnaných a tedy i počet jedinců, kteří jsou dosažitelní a získají tento finanční příjem. Významnost podpory v nezaměstnanosti se na 5% hladině a na 1% hladině významnosti podařilo prokázat v modelu nezaměstnanosti žen, odhadnutém na časových řadách upravených odlišnými metodami očištění o sezónnost. Vliv této proměnné vyšel v odhadnutých regresích kladný v obou případech, tedy dle očekávání.

Dalšími proměnnými sociálního charakteru jsou příspěvek na dítě, rodičovský příspěvek a porodné. I v tomto případě byl dle teoretických předpokladů očekáván pozitivní vliv na míru nezaměstnanosti. U proměnné příspěvek na dítě se podařila v případě odhadu modelu první metodou očištění o sezónnost, na 10% hladině

významnosti prokázat významnost. Závislost této proměnné na míru nezaměstnanosti v obou případech odhadnutých regresí je dle očekávání pozitivní. U proměnné porodné se neprokázala statistická významnost ani v jednom případě odhadu modelu nezaměstnanosti žen, ačkoli dle teoretických očekávání je její závislost na endogenní proměnnou pozitivní. Rodičovský příspěvek je další proměnnou, u které byl předpokládán pozitivní vliv na míru nezaměstnanosti žen. Nicméně v obou případech odhadnuté koeficienty vykazují vliv negativní. Významnost a důvody vlivu této proměnné budou diskutovány v následujících částech práce.

Volná pracovní místa, exogenní proměnná, která tvoří stranu nabídku práce. V této práci je tato proměnná definována jako přírůstek nových a volných pracovních míst. S růstem hodnoty této proměnné roste nabídka práce, a tedy lze očekávat pokles míry nezaměstnanosti. V obou případech odhadů modelu nezaměstnanosti žen, se podařil prokázat předpokládaný negativní vliv proměnné na míru nezaměstnanosti žen. Nicméně statistická významnost této proměnné nebyla v regresích prokázána.

Poslední exogenní proměnnou modelu je aktivní politika zaměstnanosti, kde podobně jako v předchozím případě byl očekáván negativní vliv na endogenní proměnnou modelu. Proměnná je definována jako měsíční přírůstek nově vytvořených míst veřejně prospěšných prací, a sociálně účelných míst. Tato proměnná tedy tvoří také stranu nabídky práce, která je součástí státní politiky zaměstnanosti. V případě odhadů modelu nezaměstnanosti žen se nepodařila prokázat statisticky významný vliv proměnné na míru nezaměstnanosti žen. Nicméně v prvním případě vyšel vliv proměnné pozitivní a v druhém případě odhadu dle očekávání negativní. Tento rozdílný odhad může být dán odlišným počtem pozorování u použitých časových řad, které jsou upraveny dvěma metodami očištění sezónnosti. Také je vhodné poznamenat, že definice aktivní politiky nezaměstnanosti může nabízet dvě možné teoretické vysvětlení odlišného vlivu. Kdy tedy primárním významem aktivní politiky nezaměstnanosti je snižovat míru nezaměstnanosti. Nicméně na druhou stranu samotná míra aktivní politiky roste právě v případě růstu nezaměstnanosti.

Nyní bude představena dílčí interpretace modelu nezaměstnanosti žen, které byly odhadnuty metodou nejmenších čtverců s robustními standardními chybami. Regresní

model byl odhadnut na základě dvou odlišných souborů časových řad, které byly dvěma způsoby očištěny o sezónnost. Model nezaměstnanosti žen lze zapsat následovně:

$$\begin{aligned} d_{uf_t} = & -0,00214 - 0,00027 d_{kaltz\ index\ f_t} + 0,00062 d_{minw/lm_t} \\ & - 0,00405 d_{tGDP_t} - 0,05507 d_{\pi_t} + 0,00263 d_{uc_t} \\ & + 0,00223 d_{chba_t} - 0,0013 d_{pb_t} + 0,0006 d_{chb_t} \\ & - 0,00054 d_{v_t} + 0,00027 d_{aep_t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} d_{uf_t} = & -0,0047 + 0,00317 d_{kaltz\ index\ f_t} - 0,0049 \beta_2 d_{minw/lm_t} \\ & - 0,61108 d_{tGDP_t} - 0,03735 d_{\pi_t} + 0,00064 d_{uc_t} \\ & + 0,00283 d_{chba_t} - 0,00119 d_{pb_t} + 0,00083 d_{chb_t} \\ & - 0,00028 d_{v_t} - 0,00032 d_{aep_t} \end{aligned}$$

6.2 Model nezaměstnanosti mužů

Model nezaměstnanosti mužů, který má za účel analyzovat vliv exogenních proměnných na míru nezaměstnanosti mužů, má následující formu:

$$\begin{aligned} d_{um_t} = & \beta_0 + \beta_1 d_{kaltz\ index\ m_t} + \beta_2 d_{minw/lm_t} + \beta_3 d_{tGDP_t} + \beta_4 d_{\pi_t} \\ & + \beta_5 d_{uc_t} + \beta_6 d_{chba_t} + \beta_7 d_{pb_t} + \beta_8 d_{chb_t} + \beta_9 d_{v_t} \\ & + \beta_{10} d_{aep_t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Výše zmíněný model, má tedy identickou formu jako v předchozí části práce, zmíněný základní model nezaměstnanosti mužů. V této kapitole věnované modelu nezaměstnanosti mužů, bude konečná forma modelu odhadnuta na základě dvou datových souborů, které jsou očištěny o sezónnost dvěma různými způsoby.

V následující tabulce jsou uvedeny výsledné koeficienty, směrodatné chyby a hladiny významnosti proměnných odhadované regrese pomocí zvolené metody HAC. U obou odhadů bude provedena verifikace model a jejich interpretace. Kompletní výstupy odhadovaného modelu nezaměstnanosti mužů jsou uvedeny v příloze 4.

Tabulka 11 Výsledné hodnoty koeficientů odhadů modelů nezaměstnanosti mužů, na odlišných datových souborech

	<i>Metoda 1</i>		<i>Metoda 2</i>	
	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>
const	- 0,0030338	0,0184379	- 0,0020661	0,0241984
d_kaitz index m	0,000695232	0,0114359	0,000292988	0,0083964
d_minw/lm	0,00178047	0,00487679	- 0,0050545	0,00524644
d_tGDP	- 0,0135383	0,0358344	- 0,026545	0,0591598
d_π	- 0,0723674***	0,0261732	- 0,0499276	0,044716
d_uc	0,00470759**	0,00181634	0,0115603***	0,00339058
d_chba	0,0017626	0,00169416	0,00347489	0,00254664
d_pb	- 0,00112558**	0,000436277	- 0,000635515	0,000861913
d_chb	0,000809729	0,000768639	0,000953546	0,00106844
d_v	6,00363e-05	0,000652833	- 0,000291139	0,000482797
d_aep	0,000246225	0,000380754	- 0,000417648	0,000373205
R²	0,233322		0,414376	
počet pozorování	119		107	

*Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl; Pozn.: *** značí statistickou významnost proměnné na 1% hladině významnosti, ** značí statistickou významnost na 5% hladině významnosti, * značí statistickou významnost na 10% hladině významnosti*

6.2.1 Verifikace modelu

Podobně jak bylo uvedeno u výsledného modelu nezaměstnanosti žen, i v tomto případě bude před samotnou interpretací odhadnutých koeficientů provedena verifikace modelu. I v tomto případě byl problém výskytu autokorelace v modelu vyřešen zvolením odhadu regresního modelu metodou OLS s robustními standardními chybami. V tomto případě tedy již nemusí být dále testována ekonometrická verifikace, konkrétně G-M předpoklady, které jsou díky volbě vhodné metody odhadu lineárně regresního modelu vyřešeny.

Po ekonometrické verifikaci následuje statistická verifikace modelu, která byla podrobněji specifikována v předchozím modelu nezaměstnanosti žen. Z toho důvodu bude dostačující interpretace výsledných statistických testů a hodnot. Hodnota

koeficientu determinace značí, že se odhadem regresního modelu na základě časových řad upravených první metodou podařilo vysvětlit 23,33 % variability endogenní proměnné. Hodnota koeficientu determinace získaného odhadem regrese pomocí časových řad upravených druhou metodou vyjadřuje, že se podařilo vysvětlit 41,43 % variability vysvětlované proměnné.

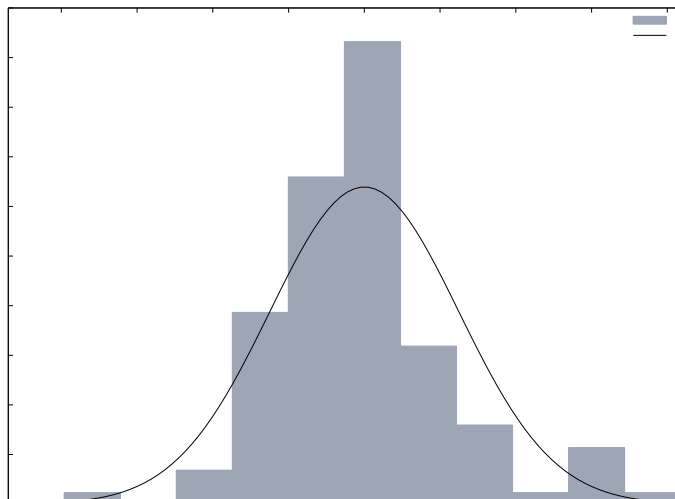
V případě výše odhadnutých regresí byly získány hodnoty D-W statistiky v případě první metody úpravy časových řad (0,493632) a v případě metody druhé (0,901793). Na základě teoretických předpokladů, které jsou více popsány v předchozí kapitole modelu nezaměstnanosti žen, lze prokázat výskyt pravé regrese. Odhadnuté modely pomocí odlišně upravených časových řad nejsou tedy zdánlivou regresí. Pro ověření tohoto tvrzení jsou jako v případě modelu nezaměstnanosti žen v příloze 4 zobrazeny výstupy jednoduchých pomocných regresí. V dalších části práce, která bude zkoumat robustnost výsledků, bude proměnná podpora v nezaměstnanosti vyřazena z modelu a bude zkoumán vliv dalších exogenních proměnných v regresích, při její absenci.

Výsledná p-hodnota F-testu je $\leq 0,01$. Na základě této hodnoty byla na 1% hladině významnosti zamítnuta nulová hypotéza o nevýznamnosti modelu jako celku, výsledný model nezaměstnanosti mužů je tedy jako celek statisticky významný.

Dále je vhodné zaměřit se na statistickou hodnotu dílčích t-testů, které označují statistickou významnost odhadů koeficientů lineární regrese. Statistická významnost jednotlivých exogenních proměnných je podobně jako v předchozím případě označena pomocí hvězdiček ve výše zmíněné tabulce. Samotné hodnoty t-testů proměnných jsou uvedeny ve výstupu odhadovaných regresních modelů, který je uveden v příloze 4.

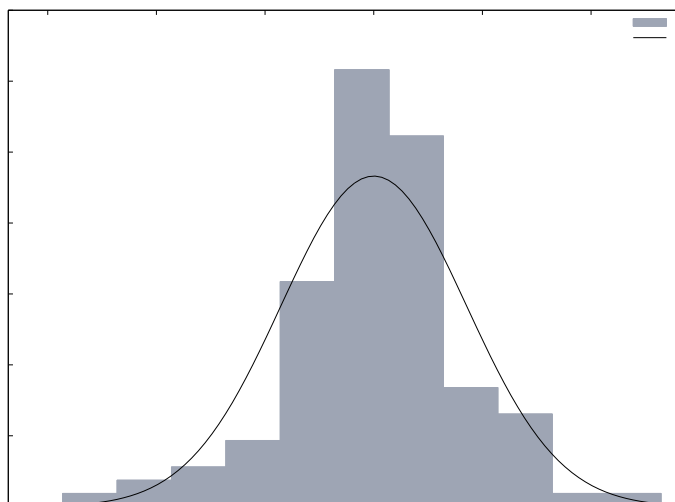
Normálnost reziduí náhodné složky, je i v tomto modelu testována pomocí Chí-kvadrát testu ověřujícího normálnost rozdělení reziduí náhodných složek. Výsledné p-hodnoty zamítají nulovou hypotézu o normálním rozdělení náhodných složek modelu v obou případech odhadů. Rezidua výsledného modelu pro nezaměstnanost mužů nesplňují podmínku normálního rozdělení, regresní model se nepodařilo vysvětlit v plném rozsahu na 1% hladině významnosti.

Graf 5: Test normality reziduí (Chí-kvadrát) výsledný model nezaměstnanosti mužů, metoda 1



Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Graf 6: Test normality reziduí (Chí-kvadrát) výsledný model nezaměstnanosti mužů, metoda 2



Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl

Před samotnou interpretací odhadnutých koeficientů je vhodná ekonomická verifikace modelu a její difference. Podobně jako v předchozím modelu, i zde bude ověřena správnost odhadnutých hodnot koeficientů a především jejich závislosti vlivu. V následující tabulce jsou uvedeny předpokládané směry působení exogenních proměnných a jejich odhadnuté vlivy působení získané regresní analýzou modelu.

Tabulka 12 Předpokládané závislosti a závislosti odhadnuté regresní analýzou

	<i>Předpoklad</i>	<i>Odhadnutý koeficient (Metoda 1)</i>	<i>Odhadnutý koeficient (Metoda 2)</i>
<i>Kaitz index muži</i>	+ / –	+	+
<i>Diference minimální mzdy a životního minima</i>	+ / –	+	–
<i>Tempo růstu HDP</i>	–	–	–
<i>Inflace</i>	–	–	–
<i>Podpora v nezaměstnanosti</i>	+	+	+
<i>Přídavek na dítě</i>	+	+	+
<i>Rodičovský příspěvek</i>	+	–	–
<i>Porodné</i>	–	+	+
<i>Volná pracovní místa</i>	–	+	–
<i>Aktivní politika zaměstnanosti</i>	–	+	–

Zdroj: Vlastní zpracování

Kaitz index muži je první exogenní proměnou modelu nezaměstnanosti mužů, která je definována jako podíl minimální mzdy a měsíční mediánové mzdy mužů v dané ekonomice. Jeho teoretické a předpokládané závislosti již byly zmíněny částečně jak v teoretické části práce, tak v předchozí kapitole věnované modelu nezaměstnanosti žen. I v případě modelu nezaměstnanosti mužů jsou předpoklady vlivu stejné jako v modelu nezaměstnanosti žen. Grafická analýza vývoje časové řady index pro muže má rovněž klesající trend. Na základě klesající hodnoty Kaitz indexu lze i v případě modelu nezaměstnanosti mužů předpokládat, že růst reálné minimální mzdy je pomalejší než růst reálné hodnoty mediánové mzdy mužů. Lze tedy předpokládat negativní vliv na míru nezaměstnanosti mužů. V odhadnuté regresi nezaměstnanosti mužů, ani v jednom případě odhadu pomocí dvou různých metod očištění řad, nebyla prokázána statistická významnost proměnné v modelu. Výsledný pozitivní vliv na míru nezaměstnanosti je statisticky nevýznamný.

V případě proměnné difference minimální mzdy a životního minima, u které byly již popsány teoretické vlivy a významnosti v předchozích částech práce, nebyla ani v případě modelu nezaměstnanosti mužů prokázána statistická významnost proměnné

v regresním modelu. Převážně klesající hodnota difference, která byla vystřídána mírným růstem v posledních letech, předpokládala pozitivní vliv na míru nezaměstnanosti. Odhadnuté koeficienty regresního modelu nezaměstnanosti mužů značí pozitivní vliv v případě užití první metody, a v případě použití druhé metody vliv negativní. Tento fakt může být zapříčiněn odlišnou úpravou časových řad a délkou samotných časových řad, které jsou z důvodu jiných metod očištění dat u obou základních datových souborů odlišné.

Tempo růstu HDP je proměnná, u které byl z teoretického hlediska předpokládán významný vliv na míru nezaměstnanosti, není v modelu nezaměstnanosti mužů statisticky významná. Ačkoliv její očekávaný vliv na vysvětlovanou proměnnou modelu je v souladu s Okunovým zákonem a teoretickými předpoklady.

U další exogenní proměnné vyjadřující míru inflace, se podařila v případě odhadu modelu nezaměstnanosti na časových řadách očištěných o sezónnost první metodou, prokázat statistická významnost na 1% hladině významnosti. V obou případech odhadovaného modelu byla potvrzena očekávaná negativní závislost proměnné inflace na míru nezaměstnanosti mužů.

Statistická významnost proměnné podpora v nezaměstnanosti, se podařila prokázat v obou případech odhadu modelu nezaměstnanosti mužů, a to na 5% hladině významnosti v případě první metody, na 1% hladině významnosti v případě druhé metody očištění časových řad. Pozitivní závislost podpory v nezaměstnanosti na míru nezaměstnanosti mužů v České republice je v souladu s očekáváním.

Sociální proměnné přídavek na dítě, rodičovský příspěvek a porodné vykazují převážně očekávaný směr vlivu. Konkrétně přídavek na dítě a porodné dle teorie vykazují pozitivní vliv na míru nezaměstnanosti mužů, kde se očekává tedy růst nezaměstnanosti s růstem těchto vyplacených dávek. Nicméně statistická významnost těchto dvou proměnných nebyla v modelu ani v jednom případě prokázána. Statistickou významnost přídavku rodičovského se podařilo prokázat na 5% hladině významnosti v případě odhadu modelu nezaměstnanosti mužů na časových řadách upravených první metodou. Její výsledný koeficient však nesplňuje očekávaný směr vlivu, je tedy negativní. Na základě toho výsledku tedy lze tvrdit, že v prvním případě rodičovský příspěvek snižuje

míru nezaměstnanosti mužů. Možné vysvětlení závislosti této proměnné budou nabídnuty v dalších částech práce.

První z exogenní proměnné, která tvoří stranu nabídky práce, jsou volná pracovní místa. Statistická významnost této proměnné se však nepodařila prokázat ani v jednom případě odhadů regresního modelu. Výsledné směry vlivu v případě odhadu první metodou a metodou druhou jsou odlišné.

Další proměnnou tvořící stranu nabídku práce je aktivní politika zaměstnanosti, která má z teoretického hlediska snižovat míru nezaměstnanosti. Ač tato hodnota převážně roste v období ekonomické recese a tedy i vyšší nezaměstnanosti. Statistická významnost této proměnné se nepodařila prokázat ani v jednom případě odhadu lineární regrese. Výsledné směry koeficientů podobně jako v předchozím případě značí odlišný směr. Dále v této práci bude nabídnuto vysvětlení tohoto výsledku, podobně jako v předchozím případě.

Nyní bude představena dílčí interpretace modelu nezaměstnanosti mužů, které byly odhadnuty metodou nejmenších čtverců s robustními standardními chybami. Regresní model byl odhadnut na základě dvou odlišných souborů časových řad, které byly dvěma způsoby očištěny o sezónnost. Model nezaměstnanosti mužů lze zapsat následovně:

$$\begin{aligned} d_{um}_t = & -0,00303 + 0,00069 d_{kaltz\ index\ m}_t + 0,00178 d_{minw/lm}_t \\ & - 0,01353 d_{tGDP}_t - 0,07236 d_{\pi}_t + 0,0047 d_{uc}_t \\ & + 0,00176 d_{chba}_t - 0,00112 d_{pb}_t + 0,0008 d_{chb}_t \\ & + 0,00000 d_{v}_t + 0,00024 d_{aep}_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} d_{um}_t = & -0,00206 + 0,00029 d_{kaltz\ index\ m}_t - 0,00505 d_{minw/lm}_t \\ & - 0,02654 d_{tGDP}_t - 0,04992 d_{\pi}_t + 0,00115 d_{uc}_t \\ & + 0,00347 d_{chba}_t - 0,00064 d_{pb}_t + 0,00095 d_{chb}_t \\ & - 0,00029 d_{v}_t - 0,00041 d_{aep}_t \end{aligned}$$

6.3 Odlišná specifikace modelů nezaměstnanosti žen a mužů

Nyní bude pro ověření robustnosti výsledků využita odlišná specifikace předchozích odhadovaných modelů nezaměstnanosti. Analýza vlivu exogenních proměnných bude provedena na základním datovém souboru, zahrnujícím měsíční časové řady, které byly upraveny první metodou očištění o sezónnost. Níže jsou prezentovány odlišně specifikované regresní modely nezaměstnanosti žen a mužů.

$$\begin{aligned}d_{uf_t} = & \beta_0 + \beta_1 d_{wf_t} + \beta_2 d_{minw_t} + \beta_3 d_{minw/lm_t} + \beta_4 tGDP_t + \beta_5 \pi_t \\ & + \beta_6 d_{uc_t} + \beta_7 d_{chba_t} + \beta_8 d_{pb_t} + \beta_9 d_{chb_t} + \beta_{10} d_{v_t} \\ & + \beta_{11} d_{aep_t} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}d_{um_t} = & \beta_0 + \beta_1 d_{wm_t} + \beta_2 d_{minw_t} + \beta_3 d_{minw/lm_t} + \beta_4 tGDP_t + \beta_5 \pi_t \\ & + \beta_6 d_{uc_t} + \beta_7 d_{chba_t} + \beta_8 d_{pb_t} + \beta_9 d_{chb_t} + \beta_{10} d_{v_t} \\ & + \beta_{11} d_{aep_t} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

Z výše prezentovaných regresních modelů je zřejmé, že byly transformovány stejným způsobem. K ověření robustnosti výsledků byly proměnné, které vyjadřovaly podíl mediánové mzdy a mzdy minimální, tedy Kaitz index. Tato proměnná byla nahrazena samostatnými proměnnými, ze kterých je vytvořen Kaitz index.

V následující tabulce jsou uvedeny hodnoty odhadnutých koeficientů lineárně odlišně specifikovaných regresních modelů nezaměstnanosti žen a mužů. Pro odhad regresí byla využita metoda OLS s HAC. Výstupy odhadovaných regresních modelů uvedeny v příloze 5.

Tabulka 13 Odhady hodnot koeficientů odlišně specifikovaných modelů nezaměstnanosti žen mužů

	Model ženy		Model muži	
	Koeficient	Směrodatná chyba	Koeficient	Směrodatná chyba
const	- 0,00535922	0,0129083	- 0,0057927	0,018343
d_wf	0,0100652	0,0158946		
d_wm			0,00648222	0,0188629
d_minw	0,00418562	0,00823284	0,00671359	0,0117336
d_minw/lm	- 0,00039324	0,00404972	0,000927468	0,00515
d_tGDP	0,00224386	0,0262142	- 0,00900956	0,0360321
d_π	- 0,0576452***	0,0182742	- 0,074382***	0,0266204
d_uc	0,00249109**	0,00115661	0,00455885**	0,00177835
d_chba	0,00213117*	0,00119786	0,00158199	0,00169611
d_pb	- 0,00133704***	0,00033617	- 0,00109191**	0,000429446
d_chb	0,000582496	0,000623627	0,000786103	0,000760537
d_v	- 0,000625847	0,000497691	- 7,42557e-06	0,00067874
d_aep	0,000302547	0,000251968	0,000279918	0,000386228
R²	0,206837		0,237556	
Počet pozorování	T = 119		T = 119	

*Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl; Pozn.: *** značí statistickou významnost proměnné na 1% hladině významnosti, ** značí statistickou významnost na 5% hladině významnosti, * značí statistickou významnost na 10% hladině významnosti*

Využití odhadu regresních modelů metodou nejmenších čtverců s robustními standardními chybami řeší potenciální problém autokorelace a heteroskedasticity modelu. Ověření únosnosti kolinearity bylo provedeno pomocí VIF testu. Výsledné hodnoty testu nepřekročily hodnotu 10, v odlišně specifikovaných modelech nezaměstnanosti žen a mužů se tedy nevyskytuje multikolinearita.

Hodnota koeficientu determinace vyjadřuje fakt, že se lineární regresí podařilo vysvětlit 20,68 % variability endogenní proměnné nezaměstnanosti žen, u modelu nezaměstnanosti mužů se podařilo regresí vysvětlit 23,75 % variability endogenní proměnné. Na základě p-hodnot F-testů obou modelů, byly na 1% hladině významnosti zamítnuty nulové hypotézy o nevýznamnosti modelů. Výsledné p-hodnoty proměnných,

značící statistickou významnost koeficientů proměnných jsou uvedeny ve výstupu z ekonometrického softwaru Gretl v příloze 5. Testování normality reziduí náhodné složky pomocí Chí-kvadrát testu³⁸ neprokázaly normálnost reziduí náhodné složky odlišně specifikovaných modelů nezaměstnanosti žen a mužů. Na 5% hladině významnosti tedy byla zamítnuta nulová hypotéza o normálním rozdělení reziduí náhodné složky modelů.

V následující tabulce jsou uvedeny předpokládané závislosti proměnných a jejich výsledné vlivy působení odhadnuté regresní analýzou odlišně specifikovaných modelů.

Tabulka 14 Předpokládané závislosti a závislosti získané odhadem odlišnou specifikací modelů

	<i>Model ženy</i>		<i>Model muži</i>	
	<i>Předpoklad</i>	<i>Odhadnutý koeficient</i>	<i>Předpoklad</i>	<i>Odhadnutý koeficient</i>
<i>d_wf</i>	–	+		
<i>d_wm</i>			–	+
<i>d_minw</i>	+ / 0	–		+
<i>d_minw/lm</i>	+ / –	–		+
<i>d_tGDP</i>	–	+	–	–
<i>d_π</i>	–	–	–	–
<i>d_uc</i>	+	+	+	+
<i>d_chba</i>	+	+	+	+
<i>d_pb</i>	+	–	+	–
<i>d_chb</i>	+	+	+	+
<i>d_v</i>	–	–	–	–
<i>d_aep</i>	–	+	–	+

Zdroj: Vlastní zpracování

Proměnné vyjadřující měsíční mediánovou mzdu žen a mužů ve výše uvedených odlišně specifikovaných modelech nezaměstnanosti žen a mužů, jsou statisticky nevýznamné. Na základě teoretických předpokladů byl předpokládán negativní vliv na míru nezaměstnanosti, kdežto koeficienty odhadnutých regresí mají kladnou hodnotu.

³⁸ Výsledná hodnota modelu nezaměstnanosti žen Chí-kvadrát(2) = 6,525 s p-hodnotou 0,0383 a pro model mužů Chí-kvadrát(2) = 10,703 s p-hodnotou 0,00474

Stěžejní proměnnou této práce je minimální mzda, kde na základě argumentů neoklasického modelu trhu práce, byla stanovena hlavní hypotéza práce. Neoklasičtí ekonomové zabývající se trhy práce argumentují proti zvyšování minimální mzdy, která deformuje trh a má tedy pozitivní vliv na míru nezaměstnanosti. V teoretické části práce byla tedy předpokládána pozitivní, nebo nulová závislost na nezaměstnanost. Proměnná ve výše odhadovaném regresním modelu nabyla odlišných vlivů, kdy v případě modelu nezaměstnanosti žen nabývá záporné hodnoty, tak v modelu nezaměstnanosti mužů kladné. Tedy výsledná závislost proměnné na míru nezaměstnanosti žen koresponduje s tvrzením levicových politických stran, které prosazují zvyšování minimální mzdy. Závislost minimální mzdy na míru nezaměstnanosti mužů je záporná, tedy zvyšuje nezaměstnanost, toto tvrzení je v souladu s pravicovými politickými stranami, které argumentují na základě neoklasického modelu trhu práce. Avšak statistická významnost této proměnné nebyla ani v jednom případě modelů nezaměstnanosti prokázána, tudíž lze tvrdit, že v tomto případě nemá zvyšování minimální mzdy vliv na míru nezaměstnanosti.

Diference minimální mzdy a životního minima je proměnnou vyjadřující ochotu pracovat za minimální mzdu. Statistická významnost proměnné v modelu se neprokázala v odlišně specifikovaných modelech nezaměstnanosti žen a mužů prokázat.

Tempo růstu HDP a její teoretická významnost, se nepodařilo ve výše uvedených regresních modelech prokázat ze statistického hlediska. Nevýznamnost tohoto makroukazatele při využití specifikací modelů, bude komentována v pozdějších částech práce.

Naopak druhý významný teoretický makroukazatel je míra inflace, u které se v obou případech podařila prokázat statistická významnost proměnné na 1% hladině významnosti. Výsledná negativní závislost na míru nezaměstnanosti žen a mužů koresponduje s predikovaným vlivem inflace na endogenní nezaměstnanost.

Statistická významnost podpory v nezaměstnanosti se podařila prokázat v odhadech obou modelů, a to na 5% hladině významnosti. Odhadnutý pozitivní směr vlivu je v souladu s na základě teorie předpokládaným směrem.

V případě odlišně specifikovaném modelu nezaměstnanosti žen se podařila prokázat na 10% hladině významnosti statistická významnost proměnné přídavek na dítě. Její očekávaná pozitivní závislost je v souladu s výchozími předpoklady. Statistická významnost se v případě druhého modelu prokázat nepodařila. U proměnné rodičovský příspěvek se podařila prokázat u obou případů statistická významnost, a to na 1% u modelu nezaměstnanosti žen a na 5% hladině významnosti v případě druhém. Nicméně její výsledná závislost je v rozporu s očekáváním. Statistická významnost jednorázové sociální dávky, kterým je v této analýze porodné, se neprokázala potvrdit. Ačkoliv očekávaný a výsledný směr spolu korespondují.

U proměnných vyjadřujících volná pracovní místa a aktivní politiku nezaměstnanosti se v odlišně specifikovaných modelech nezaměstnanosti žen a mužů nepodařila prokázat jejich statistická významnost.

6.4 Ověření robustnosti výsledných koeficientů

Tato část práce je věnována ověření robustnosti výsledků odhadnutých koeficientů metodou OLS s robustními standardními chybami, které byly prezentovány v předchozích kapitolách práce. Před interpretaci výsledných hodnot koeficientů, převážně jejich směrů působení, jsou provedeny testy robustnosti.

Nejprve při testech robustnosti jsou využity již odhadované modely nezaměstnanosti žen a mužů, ze kterých je vyjmuta proměnná podpora v nezaměstnanosti, která má výrazný vliv na vysvětlení variability endogenní proměnné u odhadovaných modelů. Důvody této úpravy modelu již byly podrobněji zmíněny v kapitole věnované odhadům modelů nezaměstnanosti žen i mužů. Odhady budou provedeny na základě datových souborů, kde byly časové řady očištěny různými metodami očištění sezónnosti.

Dále budou provedeny testy robustnosti na odlišně specifikovaných modelech nezaměstnanosti. Jejich odlišná specifikace bude popsána v dalších částech práce. Pro analýzu bude využit datový soubor, v kterém jsou časové řady očištěny o sezónnost první metodou.

Na závěr v této části budou odhadnuty modely celkové míry nezaměstnanosti v České republice, u kterých budou využity pro jeho analýzu časové řady upravené druhou metodou očištění o sezónnost.

6.4.1 Ověření robustnosti modelů nezaměstnanosti při absenci podpory v nezaměstnanosti

Významnost vlivu proměnné podpory v nezaměstnanosti již byla v této části práci zmíněna. Ačkoli tato proměnná byla v obou případech metod odhadu stacionizována, a tudíž byl odstraněn její nestacionární průběh, její vysvětlivací vliv byl poměrně významný především při odhadech modelů nezaměstnanosti na časových řadách upravených druhou metodou. Z toho důvodu budou zde testovány modely, ve kterých podpora v nezaměstnanosti bude vynechána, na obou datových souborech. Tato metoda je uplatněna z důvodu zjištění významnosti exogenních proměnných, které jsou zahrnuty v regresních modelech nezaměstnanosti. Jejich významnost může být ovlivňována právě proměnnou podpory v nezaměstnanosti a její výraznou vysvětlivací variabilitou. Odhady lineárních regresí jsou provedeny metodou nejmenších čtverců s robustními standardními chybami

Regresní modely nezaměstnanosti žen a mužů po vynechání podpory v nezaměstnanosti mají následující formu:

$$d_{uf_t} = \beta_0 + \beta_1 d_{kaltz\ index\ f_t} + \beta_2 d_{minw/lm_t} + \beta_3 d_{tGDP_t} + \beta_4 d_{\pi_t} \\ + \beta_5 d_{chba_t} + \beta_6 d_{pb_t} + \beta_7 d_{chb_t} + \beta_8 d_{v_t} + \beta_9 d_{aep_t} + \varepsilon_t$$

$$d_{um_t} = \beta_0 + \beta_1 d_{kaltz\ index\ m_t} + \beta_2 d_{minw/lm_t} + \beta_3 d_{tGDP_t} + \beta_4 d_{\pi_t} \\ + \beta_5 d_{chba_t} + \beta_6 d_{pb_t} + \beta_7 d_{chb_t} + \beta_8 d_{v_t} + \beta_9 d_{aep_t} + \varepsilon_t$$

V následující tabulce jsou uvedeny hodnoty koeficienty a označeny hladiny významnosti jednotlivých proměnných. Tabulka uvádí srovnání obou modelů nezaměstnanosti odhadnutých pomocí odlišných datových souborů, které byly upraveny různými metodami očišťování sezónnosti. Kompletní výstupy z ekonometrického softwaru Gretl, těchto odhadovaných regresí jsou uvedeny v příloze 5.

Tabulka 15 Výsledné hodnoty koeficientů odhadnutých regresí nezaměstnanosti žen a mužů s absencí proměnné podpory v nezaměstnanosti, provedené na odlišně očištěných časových řadách

	Metoda 1		Metoda 2	
	<i>Model ženy</i>	<i>Model muži</i>	<i>Model ženy</i>	<i>Model muži</i>
	<i>Koeficient</i>	<i>Koeficient</i>	<i>Koeficient</i>	<i>Koeficient</i>
const	- 0,0023886	- 0,00343617	- 0,00728572	- 0,00699506
d_kaitz index f	- 0,00153602		0,00279378	
d_kaitz index m		- 0,00123896		- 0,00340847
d_minw/lm	0,00168652	0,00366582	- 0,00155694	0,00143861
d_tGDP	- 0,0151924	- 0,0337481	- 0,136284***	- 0,161112***
d_π	- 0,0662804***	- 0,092314***	- 0,0508459*	- 0,0765374*
d_chba	0,00238072*	0,00203246	0,00413204	0,00582218
d_pb	- 0,00137285***	- 0,00125152**	- 0,00149349	- 0,00120894
d_chb	0,000692146	0,000960476	0,00162247*	0,00236846
d_v	- 0,000282922	0,000531505	- 0,000477855*	- 0,000584046
d_aep	0,000313823	0,000318534	- 5,19749e-05	6,16666e-05
R²	0,146793	0,144628	0,336990	0,231713
Počet pozorování	119	119	107	107

*Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl; Pozn.: *** značí statistickou významnost proměnné na 1% hladině významnosti, ** značí statistickou významnost na 5% hladině významnosti, * značí statistickou významnost na 10% hladině významnosti*

V případě výše zmíněných regresí nezaměstnanosti je vhodné provést alespoň stručně verifikaci modelů, především pro srovnání s modely nezaměstnanosti, ve kterých byla zahrnuta proměnná podpora v nezaměstnanosti.

Ekonometrická verifikace díky využití metody odhadu, která řeší případný výskyt autokorelace a heteroskedasticity v modelu. V důsledku vhodné specifikaci modelů nezaměstnanosti, rozdělených podle pohlaví, se problém neúnosné kolinearity ani u těchto modelů nevyskytuje. Výsledky VIF testů jsou téměř identické s výsledky, které byly uvedeny již v analýze základních modelů nezaměstnanosti žen a mužů v šesté kapitole.

Statistická verifikace modelu slouží převážně k prokázání statistické reálnosti regresních modelů jako celku a významnost koeficientů jednotlivých vysvětlujících proměnných. Hodnota koeficientu determinace v případě modelů nezaměstnanosti žen a mužů při absenci podpory v nezaměstnanosti značí, že se odhadem lineární regrese na základě časových řad upravených první metodou, podařilo vysvětlit 14,67 % v případě modelu nezaměstnanosti žen a 14,46 % v případě modelu nezaměstnanosti mužů, variability³⁹ endogenní proměnné. Hodnota koeficientů determinace v případě stejných modelů nezaměstnanosti, odhadnutých na základě časových řad očištěných o sezónnost druhou metodou značí, že se podařilo vysvětlit 33,69 % a 23,17% variability⁴⁰ endogenní proměnné. V tomto případě, především u modelu nezaměstnanosti mužů s absencí podpory v nezaměstnanosti, je zřetelný poměrně výrazný pokles koeficientu determinace.

Při statistické verifikace hlavních modelů nezaměstnanosti této práce bylo zmíněno, že pomocí hodnot D-W statistiky a koeficientů determinace lze určit pravost či zdánlivost regrese. Již u hlavních modelů byla na základě tohoto tvrzení, které prezentuje Phillips (1986), prokázány pravosti odhadnutých regresí.

Výše zmíněné modely nezaměstnanosti žen a mužů s absencí podpory v nezaměstnanosti jsou jako celek statisticky významné. Na 1% hladině významnosti byla zamítnuta nulová hypotéza o nevýznamnosti regresních modelů jako celku. Hodnoty dílčích t-testů k posuzování statistické významnosti proměnných i jejich směrodatné odchylky jsou uvedeny v kompletních výstupech v příloze 5.

Rezidua náhodné složky, podobně jako v hlavních modelech nezaměstnanosti žen a mužů, tak i v tomto případě neprokázala normálnost rozdělení náhodné složky. Výše odhadované modely se tedy nepodařilo vysvětlit v plném rozsahu, interpretace výsledků není možná na celou populaci, lze tedy aplikovat pouze na danou oblast výzkumu. V našem případě tedy Českou republiku.

³⁹ V případě modelů, ve kterých byla zahrnuta proměnná podpory nezaměstnanosti, které byly uvedeny v hlavní části práce, odhadnuté na časových řadách upravené metodou 1, hodnoty koeficientů determinace pro modely nezaměstnanosti žen a mužů vysvětlují 19,82% a 23,33% variability endogenní proměnné.

⁴⁰ V případě modelů s proměnnou podpora v nezaměstnanosti, odhadnutých na časových řadách upravených metodou 2, hodnoty koeficientů determinace pro modely nezaměstnanosti žen a mužů vysvětlují 46,9 % a 41, 43% variability endogenní proměnné.

6.4.2 Modely celkové nezaměstnanosti

Dále do této části budou zahrnuty regresní modely, které analyzují vliv exogenních proměnných na celkovou míru nezaměstnanosti v České republice. Pro odhad těchto modelů budou využity časové řady, očištěné o sezónnost metodou druhou, tedy procentními ročními změnami. Pro analýzu vlivu exogenních proměnných budou využity regresní modely, které již byly využity v analýze vlivu exogenních proměnných na nezaměstnanost podle pohlaví, kde bude nahrazena pouze vysvětlovaná proměnná. Následující modely mají z důvodu kolinearit mezi proměnnou Kaitz index oddělenou formu. Modely celkové nezaměstnanosti nabývají následující formy:

$$\begin{aligned}d_{u_t} = & \beta_0 + \beta_1 d_{kaltz\ index\ f_t} + \beta_2 d_{minw/lm_t} + \beta_3 d_{tGDP_t} + \beta_4 d_{\pi_t} \\ & + \beta_5 d_{uc_t} + \beta_6 d_{chba_t} + \beta_7 d_{pb_t} + \beta_8 d_{chb_t} + \beta_9 d_{v_t} \\ & + \beta_{10} d_{aep_t} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}d_{u_t} = & \beta_0 + \beta_1 d_{kaltz\ index\ m_t} + \beta_2 d_{minw/lm_t} + \beta_3 d_{tGDP_t} + \beta_4 d_{\pi_t} \\ & + \beta_5 d_{uc_t} + \beta_6 d_{chba_t} + \beta_7 d_{pb_t} + \beta_8 d_{chb_t} + \beta_9 d_{v_t} \\ & + \beta_{10} d_{aep_t} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

V následující tabulce jsou uvedeny výsledné koeficienty, směrodatné chyby a hladiny významnosti proměnných odhadované regrese pomocí zvolené metody HAC. Kompletní výstupy odhadovaného modelů celkové nezaměstnanosti jsou uvedeny v příloze 5.

Tabulka 16 Odhady hodnot koeficientů modelů celkové nezaměstnanosti

	Model 1		Model 2	
	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>
const	- 0,00343922	0,0130701	- 0,00328281	0,0197826
d_kaitz index f	0,00122373	0,00998626		
d_kaitz index m			0,00241278	0,00700411
d_minw/lm	- 0,00488092	0,00528446	- 0,00510247	0,00485782
d_tGDP	- 0,0437675	0,034219	- 0,0431907	0,0447212
d_π	- 0,0443604	0,0309873	- 0,0434722	0,0364853
d_uc	0,00902959***	0,00164579	0,00905234***	0,00278177
d_chba	0,00315763	0,00256539	0,00313713	0,0021667
d_pb	- 0,000923163	0,00143104	- 0,000899722	0,000867837
d_chb	0,000905389	0,00112573	0,000899247	0,000761306
d_v	- 0,00027819	0,000556205	- 0,000295023	0,000394095
d_aep	- 0,000367619	0,000316862	- 0,000368414	0,000305901
R²	0,455004		0,455308	
Počet pozorování	T = 107		T = 107	

*Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl; Pozn.: *** značí statistickou významnost proměnné na 1% hladině významnosti, ** značí statistickou významnost na 5% hladině významnosti, * značí statistickou významnost na 10% hladině významnosti*

Dále bude model odhadnut v následující formě, která je téměř identická s předchozími odlišně specifikovanými modely robustnosti nezaměstnanosti žen a mužů. Nicméně v tomto případě byla z modelu vyřazena proměnná podpora v nezaměstnanosti a vysvětlující proměnnou je celková míra nezaměstnanosti v České republice, měřená metodikou podílu nezaměstnaných. Lineární regrese má následující formu:

$$\begin{aligned}
 d_{u_t} = & \beta_0 + \beta_1 d_{wf_t} + \beta_2 d_{wm_t} + \beta_3 d_{minw_t} + \beta_4 d_{minw/lm_t} + \beta_5 tGDP_t \\
 & + \beta_6 \pi_t + \beta_7 d_{chba_t} + \beta_8 d_{pb_t} + \beta_9 d_{chb_t} + \beta_{10} d_{v_t} + \beta_{11} d_{aep_t} \\
 & + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

Tabulka 17 Výsledné hodnoty odlišně specifikovaného modelu celkové nezaměstnanosti

	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>
const	- 0,00732297	0,0209638
d_wf	0,00141447	0,038164
d_wm	0,0119029	0,0328071
d_minw	0,00776839	0,0093815
d_minw/lm	- 0,00162646	0,00422403
d_tGDP	- 0,139566***	0,0443067
d_π	- 0,0723182*	0,0408533
d_chba	0,00448568	0,00315173
d_pb	- 0,00122192	0,0012095
d_chb	0,00196932	0,00126881
d_v	- 0,000568437*	0,000328514
d_aep	5,26207e-05	0,000285049
R²	0,299456	
Počet pozorování	T = 107	

*Zdroj: Vlastní zpracování, Gretl; Pozn.: *** značí statistickou významnost proměnné na 1% hladině významnosti, ** značí statistickou významnost na 5% hladině významnosti, * značí statistickou významnost na 10% hladině významnosti*

V případě výše zmíněných modelů již verifikace modelu provedena nebude. Tyto modely slouží jako doplňující analýza k hlavním použitým regresním modelům v této práci. Dále v této práci bude nabídnuto srovnání výsledných směrů vlivu koeficientů odhadnutých různými modely a na základě různých časových řad, očištěných různými metodami. Nicméně je vhodné poznamenat, že u výše zmíněných modelů celkové nezaměstnanosti při ekonometrické verifikaci nebyla zjištěna kolinearita, a díky metodě odhadu OLS s robustními standardními chybami se v modelech nevyskytuje autokorelace a heteroskedasticita.

6.5 Shrnutí výsledků odhadovaných modelů

Tato část práce shrnuje výsledky odhadovaných modelů pomocí metody nejmenších čtverců s robustními standardními chybami. Modely nezaměstnanosti žen a mužů, nebo i celkové nezaměstnanosti, byly odhadovány na dvou datových souborech, jež byly výše blíže specifikovány. Na základě teoretických východisek neoklasického modelu nabídky a poptávky po práci a některých předchozích empirických a teoretických studií, byla v kapitole věnované hypotéze teoretickému modelu stanovena hlavní hypotéza této analýzy. Ke které byla uvedena i alternativní hypotéza.

H₀: Zvyšování minimální mzdy zvyšuje míru nezaměstnanosti.

H₁: Zvyšování minimální mzdy nemá významný vliv na míru nezaměstnanosti.

Na základě koeficientů odhadovaných modelů byla zamítnuta hlavní hypotéza modelu, že zvyšování minimální mzdy zvyšuje míru nezaměstnanosti. Významnost minimální mzdy se nepodařilo prokázat ani v jednom případě odhadu modelů nezaměstnanosti.

Výsledné hodnoty koeficientů Kaitz index žen a mužů, difference minimální mzdy a životního minima, nebo samostatnou proměnnou vyjadřující časovou řadu minimální mzdy, jsou statisticky nevýznamné. Na základě regresních odhadů se tedy podařila prokázat alternativní hypotéza o nevýznamnosti vlivu zvyšování minimální mzdy na nezaměstnanost. Již v teoretické části byl částečně tento výsledek předpokládán, především z důvodu nízkého počtu zaměstnanců odměňovaných minimální mzdou. K tomuto závěru dochází i Dickens, Machin, Mannig (1999), Stewart (2004), či provedená analýza Úřadem vlády ČR (2014).

Před interpretací odhadovaných modelů bylo zmíněno, že srovnání s výsledky výchozích prací bude prováděno pouze na základě směrů působení některých exogenních proměnných na endogenní. Kvůli odlišné specifikaci a různým metodám odhadů předchozích empirických prací a této analýzy je možné srovnání pouze mezi některými exogenními proměnnými. Nicméně dílčí stanovené hypotézy jsou podloženy empirickými, teoretickými pracemi, nebo ekonomickou teorií, tudíž bude dostačující zkoumat stanovené hypotézy. Vedlejší hypotézy byly uvedeny v kapitole hypotéza a teoretický model.

Odhadované koeficienty proměnných Kaitz index pro ženy a muže u modelů nezaměstnanosti jsou statisticky nevýznamné. Testy robustnosti provedené vynecháním proměnné podpora v nezaměstnanosti nevychýlily významnost koeficientu. Z toho důvodu jsou zamítnuty hypotézy o tom, že růst hodnot Kaitz indexů snižuje míru nezaměstnanosti. Statistickou významnost této proměnné se podařilo prokázat empirické studii, kterou provedly Fialková a Mysíková (2009).

Druhou proměnnou, zahrnující minimální mzdu, je difference minimální mzdy a životního minima. Ačkoliv byl u této proměnné předpokládán především pozitivní vliv na endogenní proměnnou modelu, který byl i u většiny odhadovaných modelů potvrzen, a testy robustnosti nevyvrácen. Statistická významnost však v žádném modelu nebyla prokázána. Na tomto základě tedy byla zamítnuta hypotéza o tom, že růst difference minimální mzdy a životního minima má zvyšuje míru nezaměstnanosti.

Hypotéza o tom, že zvyšování tempa růstu HDP má negativní vliv na míru nezaměstnanosti, byla stanovena na základě Okunova zákona. Statistická významnost této proměnné se podařila prokázat u odhadu modelu nezaměstnanosti žen druhou metodou úpravy časových řad na 10% hladině významnosti. Při testech robustnosti byla statistická významnost této proměnné potvrzena. V případě modelu nezaměstnanosti mužů byla statistická významnost prokázána, až při samotnému testování robustnosti. V celkovém modelu nezaměstnanosti, s odlišnou specifikací byla statistická významnost také prokázána. Na základě těchto výsledků je tedy částečně potvrzena stanovená hypotéza o negativním vlivu tempa růstu HDP na míru nezaměstnanosti. Provedená analýza úřadem vlády ČR významnost této proměnné v modelu potvrdila.

Další proměnnou zahrnutou do analýzy na základě ekonomické teorie je míra inflace. Substitučním vztahem míry inflace a míry nezaměstnanosti se zabýval již Samuelsonem a Solow (1960). Stanovená hypotéza o tom, že růst inflace snižuje míru nezaměstnanosti, vypovídá o negativní korelaci mezi proměnnými. V případě odhadů modelů nezaměstnanosti žen pomocí druhé metody se podařila prokázat na 1% hladině významnosti statistická významnost proměnné. Testy robustnosti nevychýlily tento výsledek, dokonce prokázaly významnost míry inflace v případě odhadu modelu nezaměstnanosti žen pomocí řad upravených první metodou. Statistická významnost u modelu nezaměstnanosti mužů se podařila prokázat v případě odhady pomocí řad

druhou metodou. Testy robustnosti prokázaly statistickou významnost proměnné v odhadech regresí pomocí dvěma metodami upravených řad. Odlišně specifikované modely nezaměstnanosti žen a mužů prokazují statistickou významnost míry inflace. Na základě těchto výsledků, kdy hlavní modely nezaměstnanosti, modely robustnosti a doplňkové modely prokázaly významnost této proměnné, je hypotéza o negativním vlivu inflace na nezaměstnanost potvrzena.

Na základě dřívějších studií, byly stanoveny hypotézy o tom, že růst výše vyplacených jednotlivých sociálních dávek zvyšuje míru nezaměstnanosti. Pozitivní vliv sociálních dávek a podpory v nezaměstnanosti uvádí Baštýř (2005), Majchrowska, Zolkiewski (2012), Sirovátka, Šimíková (2013) a jiní.

Odhadované koeficienty hlavních a doplňujících modelů nezaměstnanosti ukazují, že podpora v nezaměstnanosti má kladný a statisticky významný vliv na míru nezaměstnanosti. V empirické části práce bylo uvedeno, že tato proměnná vysvětluje především u odhadu modelů pomocí řad upravených o sezónnost druhou metodou, výraznou část variability vysvětlované proměnné. Z toho důvodu byla tato proměnná při testech robustnosti z modelů nezaměstnanosti vyřazena. Díky tomu se prokázala významnost některých jiných proměnných, nicméně závislosti koeficientů zůstaly při testech robustnosti nevychýlené. Na základě statistické významnosti podpory v nezaměstnanosti v modelech nezaměstnanosti je hypotéza o tom, že růst výše vyplacené podpory v nezaměstnanosti zvyšuje míru nezaměstnanosti, potvrzena.

Statistická významnost proměnné přídatku na dítě se podařila prokázat pouze v případě modelu nezaměstnanosti žen, odhadované na časových řadách upravených první metodou očištění sezónnosti. Statistická významnost na 10% hladině významnosti, zůstala nevychýlená i při testech robustnosti. Lze tedy do jisté míry potvrdit hypotézu o tom, že růst výše vyplaceného přídatku na dítě zvyšuje míru nezaměstnanosti žen. V případě modelu mužů a celkových modelů nezaměstnanosti se statistická významnost proměnné nepodařila prokázat.

Statistická významnost proměnné rodičovský příspěvek se podařila prokázat v případě modelu nezaměstnanosti žen a mužů, odhadovaných na řadách upravených první metodou. Testy robustnosti nevychýlily závislost koeficientu. Výsledný koeficient však

byl prokázán s negativním vlivem na míru nezaměstnanosti žen a mužů. Na základě odhadu koeficientu, je nutné zamítnout hypotézu o pozitivním vlivu růstu výše vyplaceného rodičovského příspěvku na míru nezaměstnanosti. Výsledný koeficient tedy udává opačný směr závislosti, než bylo dle teorie předpokládáno. Tento fakt může být zapříčiněn legislativní úpravou vyplácení této dávky, nebo zvolenou úpravou časové řady. Nicméně na základě grafické analýzy časové řady lze vypořizovat odlišný trend vývoje. Ovšem v případě odhadů modelů nezaměstnanosti na řadách očištěných druhou metodou a v případě modelů celkové zaměstnanosti, nebyla prokázána statistická významnost této proměnné.

Poslední proměnnou, patřící do skupiny sociálních dávek, je porodné. Na základě teorie byl očekáván pozitivní vliv na míru nezaměstnanosti, který byl v odhadovaných regresích potvrzen. Statistická významnost proměnné se však nepodařila prokázat, tudíž byla zamítnuta hypotéza o pozitivním vlivu proměnné na nezaměstnanost.

Proměnná vyjadřující přírůstek volných pracovních míst lze částečně srovnat s proměnnou, kterou ve své analýze využily Fialková a Mysíková (2009). Kde výsledné koeficienty jejich odhadů značí statistickou významnost a negativní závislost této proměnné. V případě analýzy modelů nezaměstnanosti se podařil⁴¹ prokázat negativní směr působení volných pracovních míst na míru nezaměstnanosti. Statistická významnost proměnné se však nepodařila prokázat. Hypotéza o tom, že růst nových volných pracovních míst snižuje míru nezaměstnanosti, se nepodařilo potvrdit. Významnost této proměnné se podařilo prokázat v doplňujícím odlišně specifikovaném modelu celkové nezaměstnanosti.

Poslední proměnnou modelu je aktivní politika zaměstnanosti, u které je očekáván významný negativní vliv na míru nezaměstnanosti, jak uvádí na základě svého průzkumu zkušeností pracovníků ÚP Sirovátka a Šimíková (2013). Stanovená hypotéza zní následovně, růst aktivní politiky zaměstnanosti snižuje míru nezaměstnanosti. Významnost této proměnné, která byla specifikována jako suma měsíčního přírůstku vytvořených veřejně prospěšných míst a společenský účelných míst, se nepodařilo prokázat. Z toho důvodu musí být stanovená hypotéza zamítnuta.

⁴¹ Až na případ model nezaměstnanosti mužů odhadovaný na časových řadách upravených první metodou.

Závěr

Práce na základě získaných dat analyzuje význam a závislost jednotlivých determinantů ovlivňující míru nezaměstnanosti v České republice. Pomocí ekonometrické analýzy byly odhadnuty hlavní modely nezaměstnanosti žen a mužů, u kterých byla využita i odlišná specifikace modelů. Dále byly v práci odhadovány modely doplňující analýzu, konkrétně modely celkové nezaměstnanosti a robustní modely. Lineárně regresní modely nezaměstnanosti byly odhadovány pomocí metody nejmenších čtverců s robustními standardními chybami, která byla zvolena jako řešení výskytu autokorelace a případné heteroskedasticity regresních modelů. Modely nezaměstnanosti byly odhadovány na základě dvou odlišně specifikovaných datových souborů, které jsou složeny z časových řad očištěných o sezónnost dvěma metodami Census X-13 a meziroční procentní změny. Časové řady byly v této empirické práci kvůli nestacionaritě upraveny převodem na první difference.

V případě hlavních modelů analyzující vliv zvyšování minimální mzdy na míru nezaměstnanosti v ČR bylo zvoleno kvůli pravděpodobné neúnosné kolinearitě mezi proměnnými, rozdělení modelů nezaměstnanosti podle pohlaví. Konečné modely nezaměstnanosti žen a mužů, byly dále pro další analýzu specifikovány odlišným způsobem. V odlišně specifikovaných modelech nezaměstnanosti byl Kaitz index vyjadřující poměr minimální mzdy k mediánové, byly dosazeny místo tohoto indexu proměnné, vyjadřující právě samostatné časové řady. V hlavních modelech se neprokázalo potvrdit statistickou významnost proměnných zahrnující minimální mzdu. Z toho důvodu byla zamítnuta hlavní hypotéza analýzy této práce, která stanovila růst nezaměstnanosti, při zvyšování minimální mzdy. Testy robustnosti modelů nezaměstnanosti nevychýlily tento výsledek. Díky výsledným významnostem koeficientů proměnných zahrnující minimální mzdu lze potvrdit alternativní hypotézu o tom, že zvyšování minimální mzdy nemá významný vliv na míru nezaměstnanosti. Výsledné závěry této analýzy lze aplikovat na míru nezaměstnanosti žen, mužů v České republice v letech 2006–2015.

Modely nezaměstnanosti žen a mužů prokázaly negativní vliv tempa růstu HDP na míru nezaměstnanosti. Kdy se podařila prokázat statistická významnost závislosti této proměnné na endogenní proměnnou modelu. Lze tedy částečně potvrdit hypotézu o tom,

že při růstu tempa HDP se bude snižovat míra nezaměstnanosti. Dále se v modelech prokázala statisticky významná negativní závislost míry inflace. Na základě významnosti koeficientů proměnné inflace byla potvrzena hypotéza o jejím negativním vlivu na míru nezaměstnanosti. Dále byla potvrzena hypotéza o tom, že růst vyplacené podpory v nezaměstnanosti zvyšuje míru nezaměstnanosti. V případě odhadů modelů nezaměstnanosti žen, se podařilo prokázat statistickou významnost přídatku na dítě.

K doplnění hlavní analýzy byly zvoleny modely celkové nezaměstnanosti a modely testování robustnosti, které svými výslednými koeficienty nevychylují výsledky hlavních odhadovaných modelů. Z tohoto důvodu lze tvrdit, že stanovené specifikace modelů nezaměstnanosti, zvolené úpravy časových řad a konečná metoda odhadu regrese, eliminovala možný výskyt zdánlivé regrese. Toto tvrzení již bylo v empirické části práce potvrzeno na základě statistické verifikace modelů.

Po souhrnné analýze regresních modelů nezaměstnanosti byla zamítnuta hlavní hypotéza empirické práce. Podařilo se potvrdit hypotézy o negativním vlivu tempa růstu HDP a míry inflace na nezaměstnanost. Také hypotézu o pozitivním vlivu podpory v nezaměstnanosti na vysvětlovanou modelů. Ostatní stanovené hypotézy se nepodařilo prokázat ve většině odhadovaných modelů nezaměstnanosti. Je vhodné poznamenat, že zvolené metody očištění časových řad o sezónnost, které byly srovnány a především metoda první difference řešící výskyt jednotkového kořene časové řady, výrazně snižují vypovídající hodnotu proměnné. Nicméně při práci s ekonomickými časovými řadami jsou právě provedené ošetření řad velice důležité. Následná ignorace nestacionarity i sezónnosti časových řad a absence očištění a úprav, vede při odhadu lineárních regresí ke zdánlivé regresi. Výsledky regresní analýzy exogenních vlivů na míru nezaměstnanosti v České republice lze díky zmíněným ošetřením ekonomických, finančních časových řad a celkové ucelenosti modelů nezaměstnanosti, považovat za průkazné.

Ačkoliv se v práci nepodařilo prokázat statistickou významnost závislostí některých proměnných, výsledky práce neprokázaly negativní vliv zvyšování minimální mzdy na míru nezaměstnanosti. Zvyšování minimální mzdy v České republice nemá tedy významný vliv na míru nezaměstnanosti žen a mužů. Tento fakt by mohl částečně vyřešit politický spor, který probíhá v několika posledních letech. Široká veřejnost díky

srovnání výši minimální mzdy s ostatními zeměmi EU, je silně ovlivňována politickými rozhodnutími v případě zvyšování úrovně minimální mzdy v ČR. Politické strany v boji o voliče, tedy mohou využít této sociální tematiky a získat na svoji stranu potřebné voliče. Výsledky této regresní analýzy tedy mohou sloužit státním úřadům pro další analýzu vlivu zvyšování minimální mzdy a politickým stranám v rozhodování o zvyšování minimální mzdy. Významnost některých proměnných, která nebyla prokázána v modelu, může být ovlivněna případným rozšířením datových souborů o další pozorování. Nicméně pro dlouhodobější analýzu zvyšování minimální mzdy v ČR by bylo nutné získat časové řady od roku 1991, kdy byla minimální mzda zavedena, většina klíčových časových řad by musela být přepočítána a dopočítána. Dostupnost takových dat, potřebných k této dlouhodobé analýze, je však téměř minimální. Případná dlouhodobější analýza a rozšíření datových souborů, nebo získání dalších časových řad jako relevantní exogenní proměnné, lze považovat za motivaci k dalšímu výzkumu.

Použité zdroje

AARONSON, D.; FRENCH, E. Product Market Evidence on the Employment Effects of the Minimum Wage, Source: Journal of Labor Economics, Vol. 25, No. 1 (January 2007), pp. 167–200.

ARTL, J. Regresní Analýza Nestacionárních Ekonomických Časových Řad, Politická ekonomie 45: (2), str. 281–289, VŠE Praha, 1997. ISSN 0032-3233.

ARTL, J.; ARTLOVÁ, M.; RUBÍKOVÁ, E. Analýza Ekonomických Časových Řad s Příklady, VŠE Praha, 2002.

BAŠTÝŘ, I. Vybrané aktuální problémy uplatňování minimální mzdy v ČR, dílčí analýzy. VÚPSV Praha, 2005.

BROWN, CH.; GILROY, C.; KOHEN, A. The Effect of The Minimum Wage on Employment and Unemployment, Source: Journal of Economic Literature, Vol. 20, No. 2 (Jun., 1982), pp. 487–528. Published by: American Economic Association.

CARD, D. Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987–89; Source: Industrial and Labor Relations Review, Vol. 46 (October 1992), pp. 38–54. Published by: Sage Publications, Inc.

CARD, D.; KRUEGER, A. B. Minimum Wages and Employment: A case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. Source: The American Economic Review, 1994, pp. 772–793. Published by: American Economic Association.

ČSÚ, Inflace – druhy, definice, tabulky, Míra inflace vyjádřena přírůstkem indexu spotřebitelských cen – měsíční časové řady [online databáze]. ČSÚ, Aktualizace: 9. 8. 2016. [cit.10.8.2016]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/mira_inflace

ČSÚ, Časové řady základních ukazatelů statistiky práce - únor 2016. Mediány hrubých měsíčních mezd podle hlavních tříd CZ-ISCO, věku a pohlaví zaměstnanců. [online databáze] Aktualizace: 29.7.2016. [cit.10.8.2016]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/casove-rady-zakladnich-ukazatelu-statistiky-prace-unor-2016>

ČSÚ, Věk a vzdělání populace. [online databáze] Aktualizace: 27.7.2015. [cit.10.8.2016]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/101r-k-vek-a-vzdelani-populace--q1asit6dkq>

DICKENS, R.; MACHIN, S.; MANNING, A. The Effects of Minimum Wages on Employment: Theory and Evidence from Britain. Source: Journal of Labor Economics, 1999, pp. 1–22. Published by: The University of Chicago Press.

Eurostat: Čtvrtletní časová řada deflátoru HDP, [online databáze]. Eurostat, [cit.10.8.2016]. Dostupné z: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>

FIALKOVÁ, K.; MYSÍKOVÁ, M. Minimum Wage: Labour Market Consequences in the Czech Republic. Source: IES Working Paper 6/2009, Charles University.

FRAJA, G. Minimum Wage Legislation, Productivity and Employment. Source: Economica, New Series, Vol. 66, No. 264 (Nov., 1999), pp. 473–488. Published by: Wiley on behalf of The London School of Economics and Political Science.

KAITZ, H. Experience of the past: the national minimum. *Youth unemployment and minimum wages*, 1970, 30–54.

KREJČÍ, T.; PTÁČEK, P. Vzdělanostní struktura obyvatelstva v Karpatském regionu. Published by: Geographia Cassoviensis I. 2007

MAJCHROWSKA, A.; ZÓLKIEWSKI, Z. The impact of minimum wage on employment in Poland. Published by: Investigaciones regionales: Journal of Regional Research, 2012, pp. 211–239, ISSN 1695 – 7253.

MINCER, J. Unemployment Effects of Minimum Wages. Source: Journal of Political Economy, Vol. 84, No. 4, Part 2 (Aug., 1976), pp. S87 – S104. Published by: The University of Chicago Press.

MPSV, Odbor analýz a statistik: Statistická ročenka z oblasti práce a sociálních věcí. [online databáze]. MPSV, [cit.10.8.2016]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/cs/3869>

MPSV, Odbor analýz a statistik: Statistická ročenka trhu práce v ČR. [online databáze]. MPSV, [cit.10.8.2016]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/cs/12864>

MPSV, Měsíční statistika nezaměstnanosti, Statistiky nezaměstnanosti [online databáze]. MPSV, [cit.10.8.2016]. Dostupné z: <https://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/mes>
Nařízení vlády č. 567/2006 Sb., Nařízení vlády 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

NEUMARK, D.; WASCHER, W. Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws. Source: Industrial and Labor Relations Review, Vol. 46, No. 1 (Oct., 1992), pp. 55–81. Published by: Sage Publications, Inc.

NEUMARK, D.; WASCHER, W. Minimum Wages, the Earned Income Tax Credit, and Employment: Evidence from the Post-Welfare Reform Era, 2007.

Úřad vlády České republiky – Odbor analýz a informací, Vliv minimální mzdy na nezaměstnanost v ČR, (2014)

OECD, OECD Employment Outlook 1998, Towards an employment-centred social policy, Chap. 2: Minimum Wages.

PAVELKA, T. Minimální mzda v České republice a její srovnání v rámci členských států Evropské unie. Praha: Nakladatelství ČVUT, 2014. ISBN: 978-80-86729-94-7

TSAY, S. RUEY.; Analysis of Financial Time Series (Second Edition), Published by: John Wiley and Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, 2005.

SIROVÁTKA, T.; ŠIMÍKOVÁ, I. Politika zaměstnanosti a další opatření na trhu práce v dlouhodobé perspektivě a v průběhu krize. VÚPSV, v. v. i. Praha, 2013.

STEWART, B. M. The Employment Effect of the National Minimum Wage. Source: The Economic Journal, Vol. 114, No. 494, (Mar., 2004), pp. C110–C116. Published by: Wiley on

WOOLDRIDGE, J. M.; Introduction econometrics: a modern approach. 4th edition, Michigan State University, 2009, ISBN 13-978-0-034-5816-1.

NĚMEC, D. Základy Ekonometrie, Ekonomicko-správní fakulta, Masarykova Univerzita, 2012.

Zákon č. 117/1995 Sb., O státní sociální podpoře

Zákon č. 262/2006 Sb., Zákoník práce

Zákon č. 435/2004 Sb., O zaměstnanosti

Zákon č. 99/1991 Sb., O stanovení minimální mzdy