

České vysoké učení technické v Praze
Fakulta elektrotechnická

Katedra ekonomiky, manažerství a humanitních věd

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Student: Markéta Janochová

Studijní program: elektrotechnika, energetika a management
Obor: ekonomika a řízení elektrotechniky

Název tématu: Analýza vývoje průměrné mzdy v ČR

Pokyny pro vypracování:

- průměrná mzda v ČR za posledních 10 let
- lineární regresní modely a simultánní modely
- statistická analýza chronologického vývoje průměrné mzdy ČR, identifikace
- tvorba a interpretace vlastního ekonometrického modelu
- krátkodobé prognózy vývoje průměrné mzdy v ČR, jejich kvalita, hodnocení a přínosy

Seznam odborné literatury:

Kaňok, Miloš. Statistické metody v managementu. Vyd. 1 Praha: Vydavatelství ČVUT, 2002, ISBN 80-010-2539-X
Tvrdoň, Jiří. Ekonometrie. Vyd. 5 Praha: ČZU PEF Praha ve vydavatelství Credit, 2001, ISBN 978-80-213-0819-02007

Vedoucí diplomové práce: Ing. Josef Černohous – ČVUT FEL, K 13116

Platnost zadání: do konce letního semestru akademického roku 2015/2016
L.S.

Doc.Ing. Jaroslav Knápek, CSc.
vedoucí katedry

Prof.Ing. Pavel Ripka, CSc.
děkan

V Praze dne 28.1.2015

ČESKÉ VYSOKÉ UČENÍ TECHNICKÉ V PRAZE

FAKULTA ELEKTROTECHNICKÁ

KATEDRA EKONOMIKY, MANŽERSTVÍ A HUMANNITNÍCH VĚD



Diplomová práce

Analýza vývoje průměrné mzdy v ČR

Bc. Markéta Janochová

Vedoucí práce: Ing. Josef Černohous

10. května 2015

Poděkování

Ráda bych poděkovala svému vedoucímu práce Ing. Josefu Černohousovi za podporu a konstruktivní připomínky při psaní mé diplomové práce. Dále mé poděkování patří RNDr. Vlastě Kašové za přínosné konzultace, které vedly k úspěšnému řešení zadané problematiky.

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem předloženou práci vypracovala samostatně a že jsem uvedla veškeré použité informační zdroje v souladu s Metodickým pokynem o etické přípravě vysokoškolských závěrečných prací.

Beru na vědomí, že se na moji práci vztahují práva a povinnosti vyplývající ze zákona č. 121/2000 Sb., autorského zákona, ve znění pozdějších předpisů, zejména skutečnost, že České vysoké učení technické v Praze má právo na uzavření licenční smlouvy o užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 autorského zákona.

V Praze dne 10. května 2015

.....

České vysoké učení technické v Praze
Fakulta elektrotechnická

© 2015 Markéta Janochová. Všechna práva vyhrazena.

Tato práce vznikla jako školní dílo na Českém vysokém učení technickém v Praze, Fakultě elektrotechnické. Práce je chráněna právními předpisy a mezinárodními úmluvami o právu autorském a právech souvisejících s právem autorským. K jejímu užití, s výjimkou bezúplatných zákonných licencí, je nezbytný souhlas autora.

Odkaz na tuto práci

Janochová, Markéta. *Analýza vývoje průměrné mzdy v ČR*. Diplomová práce. Praha: České vysoké učení technické v Praze, Fakulta elektrotechnická, 2015.

Abstract

Diploma thesis analyzes the chronological development of the average gross wage in the Czech Republic during the period 2004 – 2014. It describes the theoretical principles of this indicator, methodologies of survey and principles of econometric models. The thesis also examines the development of the average wage, depending on the selected macroeconomic indicators using its own econometric model, which is subject to verification and subsequently used for short-term prediction of the future development of the average gross wage in the Czech Republic.

Keywords average wage, time series, statistical analysis, econometric modeling, prediction.

Abstrakt

Diplomová práce se zabývá analýzou chronologického vývoje průměrné hrubé mzdy v České republice za období 2004 - 2014. Pojednává o teoretických východiskách ukazatele, metodikách zjišťování a principech ekonometrických modelů. Dále práce zkoumá vývoj průměrné mzdy v závislosti na vybraných makroekonomických ukazatelích pomocí vlastního ekonometrického modelu, který je podroben verifikaci a následně využit ke krátkodobé prognóze budoucího vývoje průměrné hrubé mzdy v České republice.

Klíčová slova průměrná mzda, časové řady, statistická analýza, ekonometrické modelování, prognóza.

Obsah

Úvod	1
1 Teoretická východiska ukazatele	3
1.1 Důležité pojmy	3
1.2 Mzdové formy	5
1.3 Metodiky zjišťování mzdy	8
2 Teoretické principy ekonometrických modelů	14
2.1 Lineární regresní model	19
2.2 Model simultánních rovnic	25
2.3 Míry intenzity závislosti	31
2.4 Verifikace ekonometrického modelu	33
2.5 Prognóza	39
2.6 Použití softwaru k řešení	42
3 Identifikace a analýza vývoje ukazatelů	48
3.1 Analýza chronologického vývoje průměrné mzdy ČR	48
3.2 Identifikace významných makroekonomických ukazatelů	57
4 Vlastní ekonometrický model	64
4.1 Lineární regresní model	65
4.2 Model simultánních rovnic	75
4.3 Porovnání modelů	81
5 Prognóza průměrné mzdy	82
5.1 Prognóza ex post	82
5.2 Prognóza ex ante	83

Závěr	86
Literatura	89
A Seznam použitých zkratek	92
B Podkladová data	93
C Obsah přiloženého CD	100

Seznam obrázků

2.1	Metodologický postup	16
2.2	Gretl – datové soubory	43
2.3	Gretl – hlavní okno	44
2.4	Gretl – specifikace modelu	45
2.5	Gretl – aplikace MNČ	46
2.6	Gretl – graf skutečných a vyrovnaných hodnot	47
2.7	Gretl – konfidenční intervaly koeficientů	47
3.1	Průměrná mzda 1955–2014	48
3.2	Průměrná mzda podle pohlaví	50
3.3	Průměrná mzda podle vzdělání za rok 2013	51
3.4	Průměrná mzda podle věkových kategorií	52
3.5	Průměrná mzda podle velikosti jednotky za rok 2013	53
3.6	Vývoj průměrné mzdy podle odvětví za desetileté období	54
3.7	Průměrná mzda podle profesí a pohlaví za rok 2013	55
3.8	Průměrná mzda podle regionu v roce 2013	56
3.9	Vývoj nezaměstnanosti	57
3.10	Vývoj indexu spotřebitelských cen	58
3.11	Vývoj indexu průmyslové produkce	59
3.12	Vývoj cestovního ruchu	60
3.13	Vývoj indexu průmyslové produkce	61
4.1	Test normality reziduí – LRM	72
5.1	Prognóza vývoje průměrné mzdy	84

Seznam tabulek

3.1	Párové korelační koeficienty	62
3.2	Párové korelační koeficienty po vyloučení nevýznamných ukazatelů	63
4.1	Deskriptivní statistika parametrů LRM	66
4.2	Odhad parametrů LRM	67
4.3	Intenzita závislosti – LRM	68
4.4	Test významnosti odhadnutých parametrů – LRM	70
4.5	Test vhodnosti přidání čtvrtého parametru – LRM	71
4.6	Test vhodnosti přidání pátého parametru – LRM	71
4.7	Test vhodnosti přidání parametru – LRM	71
4.8	Durbin-Watsonův test – LRM	73
4.9	Deskriptivní statistika parametrů MSR	76
4.10	Identifikace MSR	76
4.11	Odhad parametrů MSR – 1. rovnice	77
4.12	Odhad parametrů MSR – 2. rovnice	77
4.13	Intenzita závislosti – MSR	79
4.14	Porovnání LRM a MSR	81
5.1	Prognóza ex post	82
5.2	Prognóza ex post	83
5.3	Data pro prognózu ex ante	83
5.4	Prognóza ex ante	84
B.1	Data pro ekonometrický model	94
B.2	Data pro LRM	95
B.3	Data pro MSR	96
B.4	Model LRM	97
B.5	Model MSR – 1. rovnice	98

B.6 Model MSR – 2. rovnice 99

Úvod

Průměrná mzda je jedním z nejsledovanějších makroekonomických ukazatelů. Výše průměrné mzdy je sledována nejen ekonomy, ale také celou veřejností. Téměř každého pracujícího člověka zajímá, kolik si v průměru vydělá a jak se průměrné mzdy budou vyvíjet do budoucna.

Cílem diplomové práce je zanalyzovat vývoj průměrné mzdy v České republice, identifikovat signifikantní makroekonomické ukazatele, které ovlivňují její úroveň a vytvořit vlastní ekonometrický model, který bude verifikován a využit pro krátkodobou prognózu vývoje průměrné mzdy.

První kapitola vysvětluje teoretické principy průměrné mzdy. Zabývá se objasněním důležitých pojmů ohledně problematiky mzdy a rozlišením mzdových forem. Dále se kapitola věnuje shrnutí metodik zjišťování výše průměrné mzdy různými institucemi, které zjišťování provádí. Porovnává metodiku Českého statistického úřadu s metodikou Ministerstva práce a sociálních věcí, které monitoruje vývoj mzdy prostřednictvím Informačního systému o průměrném výdělku.

V druhé kapitole jsou popsány teoretické principy ekonometrických modelů. Nejdříve jsou vysvětleny druhy proměnných a modelů. Navazuje popis metodologického postupu. Hlavní částí kapitoly je vysvětlení a popis lineárního regresního modelu a modelu simultánních rovnic, včetně předpokladů a metod pro odhad parametrů a postupů při verifikaci modelu. Na závěr se kapitola zabývá predikcí a popisem softwaru k řešení.

Třetí kapitola je věnována analýze chronologického vývoje průměrné mzdy v čase podle různých kritérií. Následuje identifikace signifikantních makroekonomických ukazatelů, které budou využity pro vlastní ekonometrický model.

Čtvrtá kapitola se zabývá aplikací teoretických principů popsaných v kapitole druhé. Konkrétně tvorbou a interpretací vlastního ekonometrického modelu, včetně odhadu parametrů modelu a verifikace, která ověřuje požadované předpoklady. Závěr kapitoly je věnován porovnání kvality vytvořených modelů a vyhodnocení, který model je nejvhodnější pro krátkodobou prognózu budoucího vývoje průměrné mzdy.

V poslední kapitole je využit vlastní ekonometrický model ke krátkodobé předpovědi. Nejdříve je sledován vývoj ex post, při kterém je zároveň posuzována kvalita prognózy. Následuje prognóza ex ante, která předpovídá čtvrtletní vývoj průměrné mzdy pro rok 2015.

Teoretická východiska ukazatele

Mzda je makroekonomický ukazatel, který vyjadřuje odměnu za vykonanou práci v určitém pracovním poměru a je závislá na situaci na trhu práce – na nabídce a poptávce po pracovní síle. Pojem mzda bývá často nesprávně spojován s pojmem plat, jelikož je spojuje velké množství znaků. Mzda je vyplácena zaměstnancům v soukromém sektoru, kdežto plat je odměnou např. zaměstnancům státu, obcí krajů, státních fondů či příspěvkových organizací.

Potřeba informací o mzdách se neustále zvyšuje, jelikož mzdová úroveň má přímý dopad na makroekonomickou stabilitu a struktura zaměstnanců z hlediska výše mezd ovlivňuje rozmístění a mobilitu pracovních sil. Důležitý je i fakt, že mzdy jsou hlavním zdrojem příjmů většiny domácností a mají vysoký vliv na dosaženou životní úroveň obyvatelstva a sociální poměry společnosti.

1.1 Důležité pojmy

Tato kapitola objasňuje důležité pojmy z hlediska makroekonomického ukazatele – mzdy.

1.1.1 Superhrubá mzda

Superhrubá mzda je uměle vytvořený pojem bez ekonomických souvislostí, který vešel do obecné povědomosti jako označení základu daně z příjmu, sloužící k výpočtu zálohy na dani počítané metodikou používanou od roku 2008. Superhrubá mzda je definována jako hrubá mzda pracovníka zvýšená o zdravotní a sociální pojištění, které povinně odvádí zaměstnavatel za zaměstnance.

1.1.2 Hrubá mzda

Hrubá mzda je součet mzdy časové, mzdy úkolové, osobního ohodnocení, prémie, odměn apod. za dané časové období. Tato mzda tvoří základ čisté mzdy a slouží pro různé výpočty, evidence a statistiky.

Pro účely statistik je tento druh mzdy nevhodnější, jelikož je snadněji vykazatelná než čistá mzda a nezkrsluje ji míra zdanění, rodinný stav či ekonomická situace domácnosti.

1.1.3 Čistá mzda

Čistá mzda je částka, která vychází z hrubé mzdy po odečtení záloh na daň z příjmu a sociálního a zdravotního pojištění. Je to částka, která je zaměstnanci skutečně vyplacena.

1.1.4 Průměrná mzda

Pojem průměrná mzda se spojuje především s hrubou měsíční mzdou. Je jedním ze základních ukazatelů, které se používají ve statistice. Vypočítá se na základě zjištěných údajů mezd a průměrného evidenčního počtu zaměstnanců.

Průměrná mzda má vypovídat o celkové mzdové úrovni a používá se především pro srovnání vývoje oproti předchozím obdobím. Tyto údaje však mohou být zkresleny – například pracovníci s velmi vysokými platy mohou průměrnou mzdu nadhodnocovat. Průměrná mzda ale není ukazatelem, který by měl vypovídat o většině zaměstnanců, ale měla by zobrazit celkovou mzdovou úroveň.

1.1.5 Minimální mzda

Minimální mzda je nejnižší přípustná částka, kterou může zaměstnanec za vykonanou práci dostat od zaměstnavatele. V této částce nejsou započítány přesčasy, příplatky za práci o víkendech apod. Sazbu minimální mzdy stanovuje vláda. Například v roce 2014 byla minimální mzda stanovena na částku 8 500 Kč (50.6 Kč za hodinu). V roce 2015 se zvýšila na 9 200 Kč.

1.1.6 Nominální mzda

Nominální mzda vyjadřuje peněžitou odměnu, kterou pracovník dostává za vykonanou práci a jejíž výše je stanovena v pracovní smlouvě.

1.1.7 Reálná mzda

Reálná mzda je ekonomický termín, který vyjadřuje kupní sílu nominální mzdy. Je to množství statků a služeb, které si pracovník může za svoji nominální mzdu koupit.

1.2 Mzdové formy

Forma mzdy je způsob, kterým je vytvářen celkový výdělek zaměstnance v závislosti na různých faktorech, např.:

- **Odpovědnost, složitost a namáhavost práce**, které jsou posuzovány podle vzdělání, praktických zkušeností a dovedností potřebných pro výkon dané práce, dále podle složitosti pracovních činností a míry odpovědnosti za bezpečnost, zdraví a škody. Důležitým kritériem je také fyzická a duševní zátěž, organizační a řídicí náročnost práce a negativní vlivy, které působí na zaměstnance při práci.
- **Obtížnost pracovních podmínek**, které zahrnují obtížnost pracovních podmínek (např. rozvržení pracovní doby – práce v noci, přesčasy), škodlivost negativních vlivů pracovního prostředí či rizikovitost při práci.
- **Pracovní výkonnost a dosahování pracovních výsledků**, které se posuzuje podle pracovních schopností a způsobilosti zaměstnance, podle intenzity, kvality a množství provedené práce.

Mzdové formy mají motivovat zaměstnance k vynikajícím výsledkům a mzdově ocenit výsledky práce v závislosti na přínosu pracovníka. V praxi jsou využívány následující druhy mezd, které se rozlišují na pevnou a pohyblivou (variabilní) složku.

1.2.1 Pevná složka

Pevná složka mzdy je definována paušální velikostí mzdy. Závisí především na konkrétní pracovní pozici, náplni práce či zodpovědnosti a bývá obvykle ovlivňována také vzděláním a odbornou praxí pracovníka. Mezi hlavní druh mzdy v této kategorii patří časová mzda, které se bude tato kapitola dále věnovat.

Při časové mzdě závisí výše mzdy na množství odpracovaného času a ceně práce jedné odpracované jednotky. Časová mzda se zpravidla stanovuje v podobě hodinové, denní, týdenní či měsíční částky. Vhodné je ji

použít zejména v případech, kdy je obtížné měřit množství a kvalitu práce nebo například pokud množství a tempo práce nemůže pracovník ovlivnit. Velmi často je ale tato mzda kombinovaná i s pohyblivými složkami mezd, protože časová mzda nevyvíjí dostatečný tlak na výkon pracovníka.

Výhodou časové mzdy je jednoduchost a administrativní nenáročnost. Usnadňuje také odhadování a plánování mzdových nákladů. Výhodou pro zaměstnance je její srozumitelnost a stabilita odměny. Obvykle přispívá k vytváření pozitivnějších pracovních vztahů v podniku, jelikož vyvolává méně sporů a nespokojenosti než odměny odvozené od výkonu, které jsou obtížněji měřitelné než odpracovaná doba.

Tato forma mzdy má ale také své nevýhody – nepodněcuje pracovníky ke zvyšování výkonu a produktivity práce, umožňuje línějším a méně zručným pracovníkům přiživování se na práci zdatnějších kolegů, vyžaduje intenzivnější kontrolu pracovníků a mnohdy donucování k tomu, aby plnily požadované výkony.

1.2.2 Pohyblivá složka

Pohyblivá složka závisí od skutečně odvedené práce. Rozlišují se mzdové formy výkonové a dodatkové:

Výkonové mzdové formy

Výkonové formy se používají buď jako dodatek k časové mzdě, nebo existují samostatně. Bývají přímo úměrné měřitelným složkám pracovního výkonu a snaží se motivovat zaměstnance posílením vazby odměny na výkon.

Mezi výhody této formy patří předpokládané zvýšení kvalitativní i kvantitativní složky výkonu zaměstnanců, což může vést ke zlepšení hospodářské situace podniku. Výkonová mzdová forma dává také pracovníkům možnost vydělat si více při vyšším pracovním výkonu, čímž zvyšuje motivaci a intenzitu vykonávané práce.

Nevýhodami výkonové formy mohou být například časově náročná kontrola a měření výkonu nebo složitější odhad a plánování mzdových nákladů. Dále výkonová mzdová forma může způsobit rivalitu, z níž mohou vyústit konflikty mezi zaměstnanci, které se mohou odrazit v poklesu spokojenosti pracovníků, a tím i poklesu pracovní výkonnosti a morálky. Další nevýhodou může být například to, že pokud by se společnost zaměřila na odměny za množství odvedené práce, může se to negativně projevit na její kvalitě. Zaměstnanci se mohou například soustředit na výrobu co největšího množství výrobků, aby vydělali co nejvíce, ale na kvalitu brát ohled nebudou.

Nejvýznamnější mzdou v této kategorii je úkolová mzda, při které je pracovník odměněn mírou plnění stanoveného úkolu – normou výkonu. Norma výkonu je obvykle stanovena počtem vykonaných pracovních operací či počtem vyrobených výrobků.

Další významnou mzdou je podílová mzda, často nazývaná též jako provizní mzda. Uplatňuje se především v obchodních činnostech a některých službách. Odměna pracovníka je v tomto případě závislá na prodaném množství či na poskytnutých službách. Nevýhodou je, že na tuto mzdu mohou působit faktory, které pracovník nemůže ovlivnit – například lepší konkurenční výrobek či jiná preference zákazníka.

Dodatkové mzdové formy

Další pohyblivou složkou jsou formy dodatkové (doplňkové), mezi které patří mimo jiné:

- Prémie - jednorázové (bonus, mimořádná odměna poskytovaná za mimořádný výkon či vynikající plnění pracovních úkolů) a periodicky se opakující, které se mohou vázat na množství a kvalitu odvedené práce nebo plnění termínu.
- Osobní ohodnocení, u kterého je kladen důraz na náročnost práce a dlouhodobě dosahovaných výsledků.
- Podíly na výsledcích hospodaření podniku, jejichž účelem je zvyšování zájmu zaměstnanců na kolektivním výkonu podniku.
- Třináctý plat.
- Příspěvek na dovolenou.
- Odměna za zvýšení kvalifikace.

1.3 Metodiky zjišťování mzdy

1.3.1 Ministerstvo práce a sociálních věcí - ISPV

Ministerstvo práce a sociálních věcí (MPSV) je ústředním orgánem státní správy, která se zabývá pracovně právní oblastí a oblastí sociálního zabezpečení a péče. MPSV poskytuje informace o minimální mzdě, životním minimu a prognózuje vybrané makroekonomické ukazatele. MPSV je mimo jiné pověřeno výkonem šetření Informačního systému o průměrném výdělků.

Informační systém o průměrném výdělků, zkráceně ISPV, je systém, který pravidelně monitoruje výdělkovou úroveň a pracovní dobu zaměstnanců v České republice. Mezi hlavní ukazatele sledování patří především hrubá mzda a hodinový výdělek, ale ISPV monitoruje také odměny, příplatky, náhrady či přesčasy a neodpracovanou dobu (nemoc, dovolená, ...). ISPV sleduje vývoj mezd a platů nejen z makroekonomického hlediska, ale také ze sociálního pohledu (z pohledu různých skupin zaměstnanců), čímž se odlišuje od ostatních mzdových statistik ČR.

Hlavní součástí ISPV je Čtvrtletní šetření o průměrném výdělků, které je v souladu se strukturálním šetřením Evropské Unie (the Structure of Earnings Survey). Vývoj a průběh tohoto šetření je řízen komisí, která se skládá ze zástupců Ministerstva práce a sociálních věcí (MPSV), Českého statistického úřadu (ČSÚ), Ministerstva financí, České národní banky (ČNB), Vysoké školy ekonomické v Praze a dalších institucí.

Zpracovatelem těchto statistik je společnost TREXIMA, spol. s.r.o. Tato společnost je na trhu již od roku 1991 a nabízí své služby především v oblastech profesionálního poradenství – v oblasti lidských zdrojů, normování, racionalizace, zvyšování produktivity výroby, statistických šetření průměrných mezd, tvorby a provozu rozsáhlých informačních systémů. Realizuje také projekty ve veřejném sektoru v oblasti rozvoje lidských zdrojů, kvalifikací a analýz trhu práce. Mezi nejvýznamnější zakázky, které firma realizuje, patří právě ISPV, ale také například Informační systém o uplatnění absolventů (ISA), standardizace procesů systému služeb zaměstnanosti pro MPSV či Národní soustava povolání (NSP) a kvalifikací (NSK). Mezi klienty společnosti patří také Česká pošta, TESCO MA s.r.o. či GUMOTEX a.s.

Výsledky šetření jsou tříděny nejen podle znaků ekonomických subjektů, ale také podle socioekonomických znaků zaměstnanců, mezi které patří například klasifikace podle věku, pohlaví, vzdělání apod.

Čtvrtletně probíhá šetření základních údajů o mzdách, pracovní době a počtu zaměstnanců. Pololetně jsou pak navíc zjišťovány podrobné údaje o mzdách, pracovní době jednotlivých zaměstnanců a hodinových výdělcích.

Vedle těchto publikací vycházejí ročně publikace s údaji o mzdách a pracovní době v podrobných klasifikacích, především podle zaměstnání jednotlivých oborů. ISPV je také jednou ročně doplněn o Regionální statistiku ceny práce (RSCP), která udává informace o výdělkové úrovni a odpracované době dle zaměstnání v jednotlivých krajích České republiky.

Výsledky šetření jsou rozděleny do mzdové sféry, která probíhá čtvrtletně a sféry platové, která je vydávána každé pololetí.

Mzdová sféra

Do mzdové, tzv. podnikatelské, sféry patří takové ekonomické subjekty, které jsou odměňovány mzdou dle zákoníku práce. Primárním výsledkem ISPV jsou statistiky mzdové úrovně jednotlivých zaměstnání v ČR, statistiky mezd a pracovní doby dle charakteristik zaměstnance i zaměstnavatele.

Základním souborem je soubor aktivních ekonomických subjektů, který je určen na základě Registru ekonomických subjektů (RES) Českého statistického úřadu. RES je veřejný seznam, který slouží k evidenci a je průběžně aktualizován. Jsou zde k dispozici údaje o firmě – IČO, název a adresa sídla firmy, právní forma, zařazení podle oboru činnosti či podle kategorie počtu zaměstnanců.

Výdělkové šetření získává data od respondentů, kteří jsou aktivními ekonomickými subjekty. Šetření probíhá výběrově pro subjekty s 10–249 zaměstnanci a plošně pro subjekty s 250 zaměstnanci a výše. Výběr subjektů je náhodný a probíhá na základě jeho velikosti, kraje a odvětví ekonomické činnosti. Vybraná organizace obdrží dopis od MPSV, ve kterém je seznámena s dalším postupem. Respondent musí vyplnit požadovaná data, která se dělí na dva základní soubory:

- soubor o ekonomickém subjektu, který zahrnuje identifikační údaje subjektu, vyplacené mzdy, odpracovanou / neodpracovanou dobu, počty zaměstnanců a další osobní náklady.
- soubor o pracovních poměrech, který sleduje pracovní poměry všech zaměstnanců, jejich osobní a pracovní charakteristiky (pohlaví, vzdělání, rok narození), charakteristiky mzdy a pracovní doby.

Následně respondent zašle zpracované informace zpět. Ty pak budou vyhodnoceny v rámci čtvrtletního šetření.

Platová sféra

Platová sféra je tzv. nepodnikatelská. Jejím základním souborem je Automatizovaný rozpočtový informační systém (ARIS), který je spravovaný Ministerstvem financí a obsahuje informace z finančního a účetního výkaznictví. Dále pro platovou sféru ISPV využívá dat Informačního systému o platech, který je taktéž spravován Ministerstvem financí, a je realizován pololetně.

Mezi hlavní ukazatele, které využívá ISPV pro své statistiky, patří:

- **Hrubá měsíční mzda** – je vypočtena z dalších přímo zjišťovaných položek. Výpočet je vyjádřen následujícím vztahem:

$$\frac{\text{mzda} + \text{náhrady mzdy} + \text{odměny za pracovní pohotovost}}{\text{počet měsíců z (odpracovaná doba} + \text{doba, po kt. pobíral náhradu mzdy)}} \quad (1.1)$$

Do výpočtu hrubé mzdy se zahrnují pouze ti zaměstnanci, kteří u daného zaměstnavatele odpracovali nejméně jeden měsíc, a zároveň jejich pracovní doba byla minimálně 30 hodin týdně.

- **Hodinový výdělek** – je přímo zjišťovaná veličina ze souboru o pracovních poměrech.
- **Měsíční odpracovaná doba** – vypočte se jako podíl měsíční odpracované doby zaměstnance a počtu přepočtených evidenčních měsíců zaměstnance, které odpovídají délce pracovního úvazku a poměru ve sledovaném období.
- **Sledované období** – odpovídá období v publikaci. Období je buď konkrétní čtvrtletí, pololetí nebo celý rok.

Mezi základní statistické charakteristiky, využívané ISPV, patří:

- **Průměr** – používá se především aritmetický průměr, který vyjadřuje součet všech hodnot vydělený jejich počtem.
- **Medián** – hodnota, která dělí řadu vzestupně seřazených výsledků na dvě stejně početné poloviny.
- **Kvartil** – dělí statistický soubor na čtyři stejné díly. Výsledky ISPV jsou diferencovány podle prvního a třetího kvartilu.
- **Decil** – dělí statistický soubor na desetiny. Výsledky ISPV jsou diferencovány podle prvního a devátého decilu.

1.3.2 Český statistický úřad

Český statistický úřad (ČSÚ) je ústředním orgánem státní správy České Republiky a funguje již od roku 1969. Zabezpečuje získávání a zpracování dat pro statistické účely a dodává informace státním orgánům i veřejnosti. Zpracovává analýzy, projekce demografického vývoje, provádí průzkumy, vytváří a zpracovává různé statistické číselníky, klasifikace a registry, které obsahují informace například o státní ekonomice, pohybu osob, vědě a výzkumu či srovnání s jinými státy. Mimo jiné zpracovává například výsledky voleb nebo sčítání lidu, domů a bytů. Data ČSÚ jsou dostupná online na jejich webové stránce[18].

Průměrná hrubá měsíční mzda je definována vztahem:

$$\frac{\sum \text{hrubá měsíční mzda}}{\text{evidenční počet zaměstnanců}} \quad (1.2)$$

, kde hrubá měsíční mzda zahrnuje základní mzdu, příplatky a doplatky ke mzdě, náhrady mezd (nezahrnují se ale náhrady za dočasnou pracovní neschopnost placenou zaměstnavatelem). Dále hrubá mzda zahrnuje prémie, odměny za pracovní pohotovost a další složky, které byly zúčtovány k výplatě zaměstnanci za určené období, přičemž ale nezáleží na tom, jestli dané částky byly pracovníkům skutečně vyplaceny.

Evidenční počet zaměstnanců zahrnuje osoby v pracovním poměru. Počet zaměstnanců za jeden měsíc je dán následujícím vztahem:

$$\frac{\sum \text{denní stav počtu zaměstnanců}}{\text{počet kalendářních dní v měsíci}} \quad (1.3)$$

Ve vztahu 1.3 nejsou zahrnuty například osoby vykonávající veřejné funkce (poslanci, senátoři, . . .), soudci, osoby na mateřské a rodičovské dovolené nebo učni.

ČSÚ rozlišuje více pohledů na jednu oblast statistiky dle dvou zdrojů dat. Z dat podnikového výkaznictví ČSÚ čtvrtletně čerpá informace o vývoji průměrných mezd, které čtvrtletně publikuje. Tato data neposkytují příliš detailní šetření, ale lze je třídit například podle velikostních skupin či podle odvětví. Oproti tomu data ze strukturální statistiky obsahují velmi podrobné informace o mzdách jednotlivých pracovníků, které umožňují třídění například podle pohlaví, vzdělání či věku. Nevýhodou ale může být fakt, že výsledky této statistiky plynou z výběrových šetření, u kterých některé oslovené jednotky nemusí poskytovat vždy veškeré požadované informace. Z toho důvodu může dojít ke zkreslení údajů.

Odlišnosti mezi těmito pohledy dat vznikají i v různých výpočtech průměrné mzdy. Ve strukturální statistice se do hrubých mezd započítávají

mzdy za práci včetně odměn, prémie, náhrad mzdy za neodpracovanou dobu (dovolená, svátky, . . .) a odměny za pracovní pohotovost za celý rok. Z této částky je vypočítána průměrná mzda poměřením s počtem měsíců, za které pracovník skutečně pobíral mzdu nebo náhradu mzdy. Tato částka se proto může lišit oproti průměrné mzdě zjišťované z podnikového výkaznictví, protože u dat z podnikového výkaznictví je hrubá mzda poměřována s evidenčním počtem zaměstnanců podniku, ve kterém jsou ale zahrnuti i zaměstnanci, kteří mají neplacenou nepřítomnost kratší než 4 týdny. Další rozdíl může způsobovat to, že do strukturální statistiky se nepočítají zaměstnanci, jejichž úvazek je kratší než 30 hodin.

Vývoj statistik mezd

Vzhledem k tomu, že cílem ČSÚ je neustálé zkvalitňování dat, došlo v průběhu let v metodice zjišťování a prezentaci výsledků k mnoha změnám. Jedním z důvodů je také použitelnost výsledků k mezinárodnímu srovnání.

Jedna z významných změn přišla v roce 2003, kdy ČSÚ zahrnul do statistik informace z části resortu Ministerstva vnitra a Ministerstva obrany. Dle této změny byly přepočítány údaje od roku 1998.

Další vývoj metodiky byl proveden v roce 2009, kdy došlo k několika významným změnám. První změna byla zavedena z důvodu očekávání nárůstu podílu krátkodobých úvazků. Dříve byly údaje o počtu zaměstnanců a průměrných mzdách uvedené na fyzické osoby. Od roku 2009 jsou údaje o počtech přepočteny na plně zaměstnané osoby, které zohledňují délku pracovního úvazku. Další inovace je ve změně klasifikace, podle které se zpracovávají a publikují údaje. Klasifikaci OKEČ nyní nahrazuje klasifikace ekonomických činností CZ-NACE, která je vypracována podle mezinárodní statistické klasifikace, kterou používá Evropská unie.

V roce 2011 došlo k dalším změnám v metodice. Od tohoto roku výsledky výběrově pokrývají celou zaměstnaneckou populaci, jelikož se do statistik zahrnují i podniky s méně než 10ti zaměstnanci, které dříve sledované nebyly.

Změny v metodice mohou sice prezentovaná data zkvalitnit, avšak mohou způsobit jisté zkreslení výsledků v porovnání s předchozími obdobími.

1.3.3 Porovnání metodik

V roce 2011 byla metodika ISPV harmonizována s metodikou, kterou používá ČSÚ, ale přesto i nadále obsahuje odlišnosti, které jsou dány specifickým zjišťováním ISPV:

Zatímco ČSÚ zjišťuje informace za celý ekonomický subjekt, ISPV takto zjišťuje pouze základní údaje, u ostatních provádí šetření za jednotlivé zaměstnance.

ISPV provádí výběrové šetření pro subjekty pod 250 zaměstnanců, pro 250 a více provádí plošné šetření. ČSÚ provádí plošné šetření již pro subjekty s 10ti a více zaměstnanci.

ČSÚ definuje hrubou měsíční mzdu pouze pro zaměstnance s plným úvazkem. ISPV má stejnou definici, ale s tím, že se musí jednat o zaměstnance s plně placenou dobou. To ovšem znamená, že se do výpočtu nezahrnuje například doba nemoci či neplaceného volna.

ČSÚ oproti ISPV nesleduje strukturu hrubé měsíční mzdy (základní mzda, odměny, příplatky, náhrady), hodinový výdělek či měsíční odpracovanou / neodpracovanou dobu.

Teoretické principy ekonometrických modelů

Ekonometrický model vyjadřuje matematickou a statistickou formulaci ekonomické teorie pomocí modelového přístupu.

V ekonometrii lze rozlišit dva základní druhy proměnných:

1. Endogenní proměnná

Endogenní proměnná je také označována jako vysvětlovaná či závisle proměnná. Jedná se o typ proměnné, která je předmětem zkoumání a představuje výsledek působení vysvětlujících a náhodných proměnných. Její hodnoty jsou generovány modelem.

Ve víceroznicových modelech mohou endogenní proměnné představovat současně i proměnné exogenní.

2. Exogenní proměnná

Exogenní proměnná bývá též označována jako vysvětlující či nezávisle proměnná. Pomocí nezávislých proměnných lze vysvětlit hodnoty závislých proměnných a jejich změny. Hodnoty nezávisle proměnných jsou určeny ekonomickým prostředím, které není předmětem zkoumání daného modelu.

Na rozdíl od endogenních, které mohou mít dvojí charakter (ve víceroznicových modelech), exogenní vystupují vždy pouze jako proměnné vysvětlující.

Dále lze proměnné rozlišit na:

- predeterminované proměnné, které zahrnují všechny exogenní proměnné a časově zpožděné endogenní proměnné,
- determinované proměnné, mezi které patří pouze časově nezpožděné endogenní proměnné,
- simultánně endogenní proměnné, jejichž vzájemné ovlivňování je předmětem zkoumání.

Je třeba také rozlišovat dva typy rovnic:

- identitní (neboli definiční) rovnice, v nichž jsou proměnné vázány známými koeficienty,
- stochastické rovnice, které kromě proměnných obsahují náhodné složky. Náhodná (stochastická) složka obsahuje nahodilé a jiné nesystematické výkyvy jako jsou například chyby měření.

Pomocí ekonometrického modelování zkoumáme závislost endogenních proměnných na proměnných exogenních. Tyto závislosti mohou být popsány jednou nebo více rovnicemi, které jsou vzájemně nezávislé nebo propojené vzájemnými zpětnými vazbami. Rozlišujeme dva typy modelů:

1. Jednorovnicový model

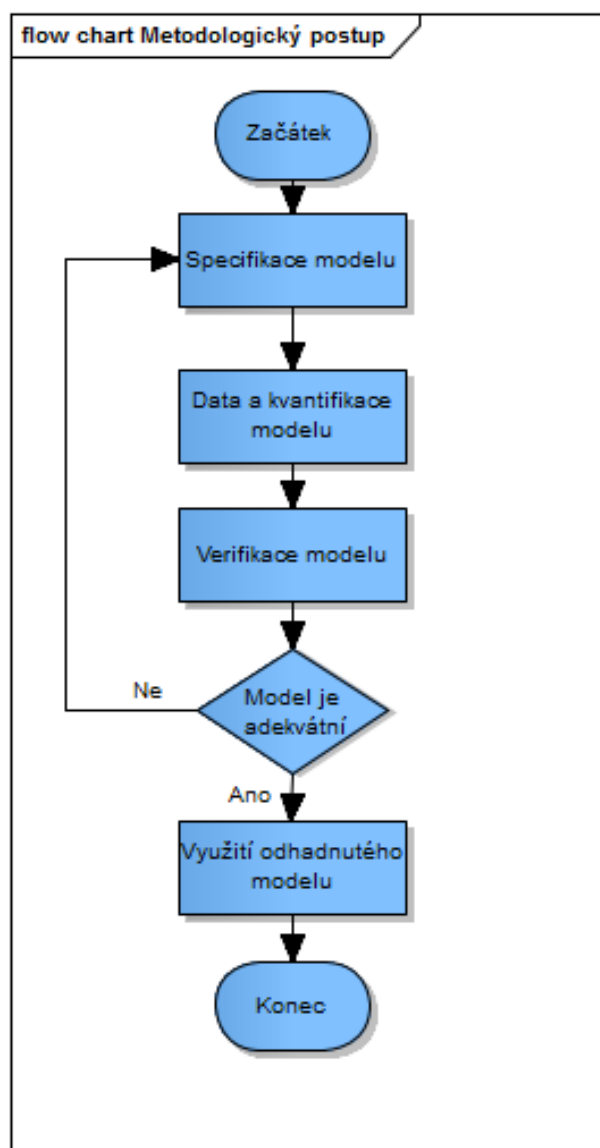
Jednorovnicový ekonometrický model vyjadřuje vztah mezi jednou vysvětlovanou endogenní proměnnou a jednou nebo více vysvětlujícími exogenními proměnnými. Bývá zpravidla vyjádřen v lineárním tvaru, ale může být formulovaný i v jiném, například ve tvaru mocninovém.

2. Vícerovnice model

Model vícerovnice vyjadřuje závislost více vysvětlovaných proměnných na vysvětlujících. Je vytvářen soustavou rovnic a umožňuje vysvětlovat hypotézy o vývoji hospodářství jako celku nebo jeho souborných částí.

Zvláštním typem vícerovnice modelu je model simultánní, který je tvořen soustavou vzájemně závislých rovnic. Pro simultánní model je typické, že připouští možnost zpětných vazeb mezi endogenními proměnnými. Tento typ modelů se v ekonometrickém modelování vyskytuje nejčastěji, protože obvykle nejlépe odpovídá vzájemné závislosti ekonomických procesů.

Při ekonometrické analýze se využívá metodologického postupu. Interpretace postupu jsou různé. Například prof. Ing. Roman Hušek, CSc. ve své knize[1] popisuje postup obecně třemi hlavními body – specifikace, kvantifikace a verifikace ekonometrického modelu. Pokud je model adekvátní, přechází se do závěrečné fáze, která zahrnuje aplikaci odhadnutého modelu. Proces této interpretace metodologického postupu je zobrazen procesním diagramem na obrázku 2.1.



Obrázek 2.1: Metodologický postup

V literatuře[2][7] je postup tvorby ekonometrických modelů rozepsán v podrobnějších bodech:

1. Formulace modelu

Fáze formulace modelu obsahuje formulaci ekonomickou, matematickou a ekonometrickou.

Nejdříve je důležité zvolit ekonomický model nebo-li základní hypotézu o chování ekonomických veličin, která zahrnuje stanovení předmětu zkoumání, klasifikaci ekonomických veličin, vymezení a popis vztahů mezi veličinami a následně samotnou formulaci základní hypotézy.

Dále je třeba dát ekonomické teorii ve slovním podání matematickou podobu. Formulace matematického modelu obsahuje vymezení klíčových proměnných v modelu, volbu matematického tvaru (jednorovnicový, vícero­vnicový či simultánní model) a stanovení očekávaných omezení pro parametry modelu. Matematický model může vypadat následovně:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t, \quad 0 < \beta_1 < 1. \quad (2.1)$$

Matematická rovnice 2.1 představuje vztah, který platí vždy. V ekonomii však žádný ze vztahů není naprosto striktní, proto existuje ekonometrický (statistický) model, který zavádí stochastickou náhodnou složku u , která zahrnuje chyby, odchylky či poruchy. Rovnice má nyní tuto podobu:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t. \quad (2.2)$$

2. Sběr a analýza dat

Pro vyčíslení výše odhadnutého ekonometrického modelu je potřeba získat data. Tato etapa je velmi náročná, protože ne vždy je možné získat adekvátní data pro konkrétní model. Data se dají získat z různých zdrojů, například z databáze ČSÚ.

V ekonometrii je možné se setkat se třemi typy dat:

- časové řady, které obsahují data v po sobě jdoucích časových obdobích,
- průřezová data, která se vztahují k více subjektům, ale pouze v jednom časovém období,
- panelová data, která jsou kombinací výše zmíněných.

3. Odhady parametrů modelu

Další fází je fáze odhadu parametrů ekonometrického modelu, při které dochází k výběru metody odhadování parametru podle různých kritérií. Metody se rozdělují do dvou skupin:

- metody s omezenou informací, ve kterých se jednotlivé rovnice odhadují zvlášť (například metody nejmenších čtverců),
- metody s úplnou informací, které odhadují celý vícerovnicový model najednou.

4. Verifikace modelu

Jednou z nejnáročnějších fází je verifikace odhadnutého modelu, která zahrnuje ekonomickou, statistickou a ekonometrickou verifikaci. Tyto metody budou blíže rozvedeny v kapitole 2.4.

V případě nedostatků při verifikaci je nutné vrátit se k předchozím etapám – k jejich přehodnocování a upravování. Tento proces je zobrazen na obrázku 2.1 rozhodovacím diagramem.

5. Využití odhadnutého modelu

Poslední fází je aplikace odhadnutého modelu, která zahrnuje vytváření předpovědí nebo-li predikcí, měření kvality předpovědí, ověřování různých ekonomických hypotéz a využití odhadnutého modelu k optimálnímu řízení.

2.1 Lineární regresní model

Regresní analýza představuje jeden z nejdůležitějších nástrojů ekonometrického modelování. Tento nástroj umožňuje kvantifikaci neznámých parametrů.

Lineárním regresním modelem (LRM) se rozumí model, ve kterém je vysvětlovaná proměnná Y lineárním vztahem vysvětlující proměnné X . Standardní lineární regresní model má tvar:

$$Y = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \epsilon \quad (2.3)$$

, kde

Y je hodnota vysvětlované proměnné,

X_i je hodnota vysvětlující proměnné pro $i = 1, 2, \dots, k$,

β_i je i -tý parciální regresní koeficient či parametr, $i = 1, 2, \dots, k$,

ϵ je náhodná složka.

X_1 lze specifikovat jako umělou proměnnou, která se ve všech pozorováních rovná jedné, tudíž lze vztah vyjádřit:

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \epsilon \quad (2.4)$$

, kde β_1 je tzv. úroňová konstanta.

V maticovém zápisu je LRM vyjádřen následovně:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\beta + \epsilon \quad (2.5)$$

, kde

y je vektor n hodnot vysvětlované proměnné,

X je matice hodnot vysvětlujících proměnných o rozměrech $n \times k$,

β je vektor neznámých parciálních parametrů a

ϵ je vektor hodnot náhodné složky.

Pro standardní lineární regresní model mají být splněny Gaussovy-Markovovy předpoklady:

1. Střední hodnota náhodné složky je nulová.

$$E(\epsilon_i) = 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, n \quad (2.6)$$

2. Rozptyl náhodné složky je konstantní (tzv. homoskedasticita rozptylu).

$$E(\epsilon_i) = \sigma^2 \quad \forall i = 1, 2, \dots, n \quad (2.7)$$

3. Kovariance náhodné složky je nulová (nekorelovanost).

$$\text{Cov}(\epsilon_i \epsilon_j) = 0 \quad \forall i \neq j = 1, 2, \dots, n \quad (2.8)$$

4. X je nestochastická (nenáhodná) matice.

5. Matice X má plnou hodnost. To znamená, že v matici X nesmí existovat lineárně závislé sloupce.

$$h(X) = k + 1 \leq n \quad , \text{ kde } n \text{ je počet pozorování} \quad (2.9)$$

6. Náhodné odchylky ϵ_i mají normální rozdělení pro všechna $i = 1, 2, \dots, n$.

7. Parametry $\beta_j, j = 1, 2, \dots, k$ mohou nabývat libovolných hodnot.

Pokud jsou splněny výše uvedené předpoklady, je možné k odhadu parametrů použít metodu nejmenších čtverců.

2.1.1 Metoda nejmenších čtverců

Metoda nejmenších čtverců (MNČ) slouží k odhadu parametrů regresní funkce. Výhodou této metody je, že její výpočetní postup není složitý a poskytuje odhady s optimálními vlastnostmi i pro malé výběry pozorování.

Pro vyrovnávání (regresi) se většinou využívají následující funkce:

- přímka

$$Y_i = a + bx_i \quad (2.10)$$

- parabola

$$Y_i = a + bx_i + cx_i^2 \quad (2.11)$$

- rovnoosá hyperbola

$$Y_i = a + \frac{b}{x_i} \quad (2.12)$$

- nerovnoosá hyperbola

$$Y_i = a + bx_i + \frac{c}{x_i} \quad (2.13)$$

- exponenciála

$$Y_i = a \cdot b^{x_i} \quad (2.14)$$

- logaritmická funkce

$$Y_i = a + b \cdot \log x_i \quad (2.15)$$

MNČ je možné využít pro takové modely, které jsou nebo mohou být převedeny na tvar lineární v parametrech. Nejčastěji se využívá proložení přímkou a parabolou.

Metoda nejmenších čtverců vychází ze dvou základních podmínek:

1. součet odchylek mezi skutečnými a vyrovnanými hodnotami závisle proměnné musí být roven nule:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - Y_i) = 0 \quad \Rightarrow \quad \sum_{i=1}^n y_i = \sum_{i=1}^n Y_i \quad \Rightarrow \quad \bar{y} = \bar{Y} \quad (2.16)$$

2. součet čtverců odchylek mezi skutečnými a vyrovnanými hodnotami musí být minimální:

$$S = \sum_{i=1}^n (y_i - Y_i)^2 = \min! \quad (2.17)$$

První podmínka je dodržena, pokud zvolená analytická funkce obsahuje úrovnovou konstantu β_1 . Druhá podmínka je splněna v tom případě, že partiální derivace funkce S podle všech hledaných parametrů bude rovna nule. Tím vzniká soustava normálních rovnic, jejímž řešením se získají konkrétní hodnoty regresních parametrů.

Aproximace přímkou

Rovnice přímky je dána vztahem:

$$Y_i = a + bx_i \quad (2.18)$$

, kde

Y_i je závisle proměnná,

x_i je nezávisle proměnná,

a a b jsou koeficienty, které je nutné stanovit pro vyrovnání časové řady.

Tyto koeficienty jsou spočítány pomocí metody nejmenších čtverců, která tvrdí, že součet druhých mocnin odchylek jednotlivých bodů od přímky je minimální:

$$S(a, b) = \sum_{i=1}^n (y_i - Y_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - a - b \cdot x_i)^2 = \min! \quad (2.19)$$

Následuje hledání volného extrému dvouparametrické funkce. Parciální derivace všech parametrů jsou položeny rovno nule, čímž je získáno požadované minimum součtu čtverců:

$$\frac{\partial S}{\partial a} = 2 \sum_{i=1}^n (y_i - a - b \cdot x_i)(-1) = 0 \quad (2.20)$$

$$\frac{\partial S}{\partial b} = 2 \sum_{i=1}^n (y_i - a - b \cdot x_i)(-x_i) = 0 \quad (2.21)$$

Po provedení úprav vznikne soustava normálních rovnic pro přímkou:

$$\sum_{i=1}^n y_i = n \cdot a + b \sum_{i=1}^n x_i \quad (2.22)$$

$$\sum_{i=1}^n x_i y_i = a \sum_{i=1}^n x_i + b \sum_{i=1}^n x_i^2 \quad (2.23)$$

Pomocí několika elementárních úprav vznikají vztahy pro koeficienty přímkou a a b :

$$a = \frac{\sum x_i^2 \cdot \sum y_i - \sum x_i \cdot \sum x_i \cdot y_i}{n \cdot \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2} \quad (2.24)$$

$$b = \frac{n \cdot \sum x_i y_i - \sum x_i \cdot \sum y_i}{n \cdot \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2} \quad (2.25)$$

Aproximace parabolou

Rovnice paraboly je dána vztahem:

$$Y_i = a + bx_i + cx_i^2 \quad (2.26)$$

, kde

Y_i je závisle proměnná,

x_i je nezávisle proměnná,

a , b a c jsou koeficienty, které je nutné stanovit.

Podmínkou MNČ je, že součet čtverců odchylek mezi skutečnými a vyrovnanými hodnotami musí být minimální:

$$S(a, b, c) = \sum_{i=1}^n (y_i - Y_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - a - b \cdot x_i - c \cdot x_i^2)^2 = \min! \quad (2.27)$$

Následuje hledání volného extrému tříparametrické funkce. Parciální derivace všech parametrů se položí rovny nule, čímž se získá požadované minimum součtu čtverců:

$$\frac{\partial S}{\partial a} = 2 \sum_{i=1}^n (y_i - a - b \cdot x_i - c \cdot x_i^2)(-1) = 0 \quad (2.28)$$

$$\frac{\partial S}{\partial b} = 2 \sum_{i=1}^n (y_i - a - b \cdot x_i - c \cdot x_i^2)(-x_i) = 0 \quad (2.29)$$

$$\frac{\partial S}{\partial c} = 2 \sum_{i=1}^n (y_i - a - b \cdot x_i - c \cdot x_i^2)(-x_i^2) = 0 \quad (2.30)$$

Po provedení úprav vznikne soustava normálních rovnic pro parabolu:

$$\sum_{i=1}^n y_i = n \cdot a + b \sum_{i=1}^n x_i + c \sum_{i=1}^n x_i^2 \quad (2.31)$$

$$\sum_{i=1}^n x_i y_i = a \sum_{i=1}^n x_i + b \sum_{i=1}^n x_i^2 + c \sum_{i=1}^n x_i^3 \quad (2.32)$$

$$\sum_{i=1}^n x_i^2 y_i = a \sum_{i=1}^n x_i^2 + b \sum_{i=1}^n x_i^3 + c \sum_{i=1}^n x_i^4 \quad (2.33)$$

Pomocí několika elementárních úprav vznikají vztahy pro koeficienty paraboly a , b a c :

$$a = \frac{\sum x_i^4 \cdot \sum y_i - \sum x_i^2 \cdot \sum x_i^2 \cdot y_i}{n \cdot \sum x_i^4 - (\sum x_i^2)^2} \quad (2.34)$$

$$b = \frac{\sum x_i \cdot y_i}{\sum x_i^2} \quad (2.35)$$

$$c = \frac{n \cdot \sum x_i^2 \cdot y_i - \sum x_i^2 \cdot \sum y_i}{n \cdot \sum x_i^4 - (\sum x_i^2)^2} \quad (2.36)$$

Aproximace exponenciálou

Exponenciální rovnice má tvar:

$$Y_i = a \cdot b^{x_i} \quad (2.37)$$

, kde

Y_i je závisle proměnná,

x_i je nezávisle proměnná,

a a b jsou koeficienty, které je nutné určit pro vyrovnání časové řady.

U exponenciály nelze přímo určit parametry, proto je třeba ji převést na lineární z hlediska parametrů zlogaritmováním. Dle podmínky MNČ o součtu čtverců odchylek vzniká vztah:

$$\sum_{i=1}^n (\log y_i - \log Y_i)^2 = \min! \quad (2.38)$$

, kde $\log Y_i = \log a + x_i \cdot \log b$.

Po dosazení vzniká vztah:

$$\sum_{i=1}^n (\log y_i - \log a - x_i \cdot \log b)^2 = \min! \quad (2.39)$$

Pro logaritmovanou exponenciálu je pak soustava normálních rovnic dána následujícími vztahy:

$$\sum_{i=1}^n \log y_i = n \cdot \log a + \log b \cdot \sum_{i=1}^n x_i \quad (2.40)$$

$$\sum_{i=1}^n x_i \cdot \log y_i = \log a \cdot \sum_{i=1}^n x_i + \log b \cdot \sum_{i=1}^n x_i^2 \quad (2.41)$$

Obdobný postup odhadu parametrů lze aplikovat i pro další analytické funkce.

2.2 Model simultánních rovnic

Simultánní model je zvláštním případem vícerovnicového modelu, ve kterém několik endogenních proměnných vystupuje jak v roli vysvětlovaných proměnných, tak i proměnných vysvětlujících. Z toho důvodu v modelu simultánních rovnic (MSR) není splněna jedna ze základních podmínek pro aplikaci metody nejmenších čtverců, protože nelze předpokládat nezávislost všech vysvětlujících proměnných. Metoda nejmenších čtverců tedy většinou neposkytuje nestranné ani konzistentní odhady a při její použití vzniká tzv. chyba simultánních rovnic.

V modelu simultánních rovnic se rozlišují dva typy kauzálních vztahů. Z toho důvodu lze rozlišovat:

- interdependentní MSR, ve kterém mezi endogenními proměnnými existují přímé či nepřímé zpětné vazby,
- rekurzivní MSR, u kterého se mezi endogenními proměnnými vyskytují pouze jednostranné vazby.

Při aplikaci MSR jsou rozlišovány tři tvary rovnic:

1. Strukturální tvar

Strukturální tvar MSR pro G endogenních proměnných Y_1, \dots, Y_G , K predeterminovaných proměnných X_1, \dots, X_K a G náhodných složek u_1, \dots, u_G lze maticově popsat následovně:

$$\mathbf{B}y_t + \mathbf{\Gamma}x_t = \mathbf{u}_t \quad \forall t = 1, 2, \dots, T \quad (2.42)$$

, kde

- y_t je $G \times 1$ vektor endogenních proměnných,
- x_t je $K \times 1$ vektor predeterminovaných proměnných,
- u_t je $G \times 1$ vektor náhodných složek strukturálního tvaru,
- B je $G \times G$ regulární matice strukturálních parametrů endogenních proměnných a
- Γ je $G \times K$ matice strukturálních parametrů predeterminovaných proměnných.

Tento tvar však není vhodný k prognózám kvůli existenci zpětných vazeb.

2. Redukovaný tvar

V redukovaném tvaru jsou endogenní proměnné vyjádřeny jako funkce všech predeterminovaných proměnných a náhodných složek modelu. Omezený redukovaný tvar je maticově vyjádřen následujícím způsobem:

$$\mathbf{y}_t = -\mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}\mathbf{x}_t + \mathbf{B}^{-1}\mathbf{u}_t \quad (2.43)$$

Neomezený redukovaný tvar je možné získat z omezeného tvaru substitucí:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{\Pi}\mathbf{x}_t + \mathbf{v}_t \quad (2.44)$$

, kde

$\mathbf{\Pi} = -\mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}$ je $G \times K$ je matice parametrů a
 $\mathbf{v}_t = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{u}_t$ je $G \times 1$ je vektor náhodných složek.

Vzhledem k tomu, že redukovaný tvar MSR obsahuje jako vysvětlující proměnné pouze predeterminované proměnné, u kterých je předpokládána nezávislost na náhodných složkách, lze odhady získat i klasickou metodou nejmenších čtverců. Tento tvar je vhodný především pro krátkodobé prognózy.

3. Konečný tvar

Pro rozlišení exogenní proměnné od zpožděných endogenních proměnných je přepsán strukturní tvar následovně:

$$\mathbf{B}\mathbf{y}_t + \mathbf{\Gamma}_1\mathbf{z}_t + \mathbf{\Gamma}_2\mathbf{y}_{t-1} = \mathbf{u}_t \quad \forall t = 1, 2, \dots, T \quad (2.45)$$

, kde

$\mathbf{\Gamma}_1$ je $G \times K$ matice parametrů exogenních proměnných,
 $\mathbf{\Gamma}_2$ je $G \times G$ matice parametrů endogenních proměnných zpožděných o jedno období,
 \mathbf{z}_t je $K \times 1$ vektor exogenních proměnných,
 \mathbf{y}_{t-1} je $G \times 1$ vektor endogenních proměnných zpožděných o jedno období.

Odvozením lze model přepsat do podoby:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{\Pi}_1 \mathbf{z}_t + \mathbf{\Pi}_2 \mathbf{\Pi}_1 \mathbf{z}_{t-1} + \dots + \mathbf{w}_t = \mathbf{M}_0 \mathbf{z}_t + \mathbf{M}_1 \mathbf{z}_{t-1} + \dots + \mathbf{w}_t \quad (2.46)$$

, kde

M_0 je běžný multiplikátor,

M_r jsou dynamické multiplikátory zpožděné o r období,

kde $M_r = \mathbf{\Pi}_2^r \mathbf{\Pi}_1$ pro $r = 0, 1, \dots$

Konečný tvar vyjadřuje jednotlivé nezpožděné endogenní proměnné běžných a zpožděných hodnot vektorů exogenních proměnných, hodnoty exogenních proměnných ve výchozích obdobích a náhodných složek. Tento tvar je vhodný ke zkoumání podmínek stabilizace. Je možné jej použít pro střednědobé a dlouhodobé předpovědi.

2.2.1 Metody odhadu MSR

Parametry MSR ve strukturním tvaru nelze odhadovat pomocí MNČ. Existují však další metody, kterými odhadovat parametry lze.

Jednou z metod je metoda nepřímých nejmenších čtverců, která je vhodná pro přesně identifikované MSR, protože pokud je model přesně identifikován, vychází pouze jedno možné řešení. Podstata této metody je v odhadnutí parametrů redukovaného tvaru. Z nich jsou poté stanoveny strukturní koeficienty.

Další metodou je metoda maximální věrohodnosti, kterou lze použít v případě, že jsou náhodné složky strukturního tvaru sériově nezávislé a normálně rozdělené. Zároveň musí být rovnice přesně identifikovaná či přeidentifikovaná. Její výpočet je složitější než výpočet předchozí i následující metodou.

Nejčastěji se pro odhad parametrů MSR využívá metody dvoustupňových nejmenších čtverců (M2NČ), které se nadále bude věnovat tato podkapitola. Jak již bylo zmíněno, problémem MSR je přítomnost stochastických vysvětlujících proměnných. Proto jsou pomocí M2NČ tyto proměnné nahrazeny jejich vyrovnanými (nestochastickými) hodnotami. Ty lze získat z neomezeného redukovaného tvaru MSR. Následně je možné odhadnout parametry v původní rovnici metodou nejmenších čtverců.

Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců vychází z následujících matematických vztahů a odvození. Nejdříve je zvolena strukturní rovnice normovaného MSR s G endogenními a K predeterminovanými proměnnými:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{Y}_t\beta_t + \mathbf{X}_t\gamma_t + \mathbf{u}_t \quad \forall t = 1, 2, \dots, G \quad (2.47)$$

, kde

y_t je $n \times 1$ vektor pozorování vysvětlované endogenní proměnné,

Y_t je $n \times (G_t - 1)$ matice pozorování $(G_t - 1)$ vysvětlujících endogenních proměnných,

X_t je $n \times (K_t)$ matice pozorování (K_t) predeterminovaných vysvětlujících proměnných,

u_t je $n \times 1$ vektor náhodných složek rovnice,

β_t je $(G_t - 1) \times 1$ vektor strukturálních parametrů vysvětlujících endogenních proměnných,

X_t je $(K_t) \times 1$ vektor strukturních parametrů vysvětlujících predeterminovaných proměnných.

Z redukováného tvaru:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{X}\Pi_t + \mathbf{V}_t \quad \forall t = 1, 2, \dots, G \quad (2.48)$$

lze získat pomocí MNČ vyrovnané hodnoty vysvětlujících endogenních proměnných:

$$\hat{\mathbf{Y}}_t = \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}_t \quad (2.49)$$

Substitucí vyrovnaných nestochastických hodnot \hat{Y}_t za Y_t vzniká regresní funkce:

$$\mathbf{y}_t = \hat{\mathbf{Z}}_t\delta_t + \mathbf{u}_i^* \quad (2.50)$$

, kde $\hat{\mathbf{Z}}_t = [\hat{\mathbf{Y}}_t, \mathbf{X}_t]$

Vzhledem k tomu, že jsou již všechny vysvětlující proměnné nekorelované na náhodné složce, je možné získat odhady strukturních parametrů rovnice aplikací MNČ:

$$\hat{\delta}_t = (\hat{\mathbf{Z}}_t'\hat{\mathbf{Z}}_t)^{-1}\hat{\mathbf{Z}}_t'\mathbf{y}_t \quad (2.51)$$

Následně lze získat hodnoty vysvětlované endogenní proměnné vztahem:

$$\hat{\mathbf{y}}_t = \hat{\mathbf{Z}}_t\hat{\delta}_t \quad (2.52)$$

2.2.2 Aplikace MSR na příkladu

Aplikaci modelu simultánních rovnic lze znázornit na keynesiánském spotřebním modelu národního důchodu vyjádřeném ve strukturálním tvaru MSR:

$$C_t = \beta_1 + \beta_2 Y_t + u_t, \quad 0 < \beta_2 < 1 \quad (2.53)$$

$$Y_t = C_t + I_t, \quad \forall t = 1, 2, \dots, T \quad (2.54)$$

, kde

C_t je konečná spotřeba,

Y_t je národní důchod,

I_t jsou čisté investiční výdaje,

u_t je náhodná složka a

β_1 a β_2 jsou strukturální koeficienty.

První rovnice představuje spotřební funkci. Druhou rovnicí je tzv. identitní rovnice, která udává, že národní důchod se rovná spotřebě a investicím. Tato rovnice neobsahuje náhodnou složku ani neznámé parametry.

Vyjádřením všech endogenních proměnných jako funkce pouze predeterminovaných proměnných lze získat redukováný tvar. Predeterminovaná proměnná je I_t , endogenními proměnnými jsou C_t a Y_t . Nejprve se dosadí druhá rovnice do první. Po několika matematických úpravách se již získává rovnice:

$$Y_t = \frac{\beta_1}{1 - \beta_2} + \frac{1}{1 - \beta_2} I_t + \frac{u_t}{1 - \beta_2}, \quad \text{kde } \beta_2 \neq 1 \quad (2.55)$$

Obdobně dosazením druhé rovnice do první lze získat:

$$C_t = \frac{\beta_1}{1 - \beta_2} + \frac{\beta_2}{1 - \beta_2} I_t + \frac{u_t}{1 - \beta_2}, \quad \text{kde } \beta_2 \neq 1 \quad (2.56)$$

Po substituci:

$$\pi_{11} = \frac{\beta_1}{1 - \beta_2}, \quad \pi_{12} = \frac{1}{1 - \beta_2} \quad (2.57)$$

$$\pi_{21} = \frac{\beta_1}{1 - \beta_2}, \quad \pi_{22} = \frac{\beta_2}{1 - \beta_2} \quad (2.58)$$

lze dostat soustava rovnic normálního tvaru:

$$Y_t = \pi_{11} + \pi_{12}I_t + v_t \quad (2.59)$$

$$C_t = \pi_{21} + \pi_{22}I_t + v_t \quad (2.60)$$

, kde $v_t = \frac{u_t}{1 - \beta_2}$

Touto úpravou se již dospělo k redukovanému tvaru MSR, kde koeficienty π jsou přímé nebo běžné multiplikátory.

Vzhledem k tomu, že v redukovaném tvaru jsou pouze predeterminované proměnné, které jsou nezávislé na náhodných složkách, je možné odhadnout tuto soustavu pomocí metody nejmenších čtverců.

Pokud jsou známy strukturální koeficienty spotřební funkce, například $\beta_1 = 4$ a $\beta_2 = 0,6$, lze je dosadit do soustavy následovně:

$$C_t = 4 + 0.6Y_t + u_t \quad (2.61)$$

$$Y_t = C_t + I_t, \quad \forall t = 1, 2, \dots, T \quad (2.62)$$

Tuto rovnici lze převést na redukovaný tvar výše uvedeným postupem:

$$Y_t = \frac{4}{1 - 0.6} + \frac{1}{1 - 0.6}I_t + \frac{u_t}{1 - 0.6} = 10 + 2.5I_t + v_t \quad (2.63)$$

$$C_t = \frac{4}{1 - 0.6} + \frac{0.6}{1 - 0.6}I_t + \frac{u_t}{1 - 0.6} = 10 + 1.5I_t + v_t \quad (2.64)$$

Ze známých a vypočtených koeficientů modelu lze získat následující informace. Strukturální koeficient 0.6 vyjadřuje, že když se zvýší důchod o jednotku, spotřeba se za ostatních nezměněných podmínek v průměru zvýší o 0.6 jednotek. Koeficient $\pi_{12} = 2.5$ udává, že zvýšením investice o jednotku se zvýší důchod v průměru o 2,5 jednotek. Koeficient $\pi_{22} = 1.5$ udává, že zvýšením investice o jednotku se zvýší spotřeba v průměru o 1.5 jednotky.

2.3 Míry intenzity závislosti

2.3.1 Reziduální rozptyl

K posouzení kvality vyrovnání regresní funkce může nejčastěji sloužit reziduální rozptyl:

$$s_{yx}^2 = \frac{1}{n} \sum (y_i - Y_i)^2 \quad (2.65)$$

Nejvhodnější regresní funkcí je ta, která má reziduální rozptyl nejnižší.

2.3.2 Absolutní odchylka reziduí

Směrodatná odchylka reziduí vychází z reziduálního rozptylu a je dána vztahem:

$$\frac{1}{n} \sum |y_i - Y_i| \quad (2.66)$$

Nejvhodnější regresní funkcí je ta, která má nižší absolutní odchylku reziduí.

2.3.3 Směrodatná odchylka reziduí

Směrodatná odchylka reziduí vychází z reziduálního rozptylu a je dána vztahem:

$$\sqrt{s_{yx}^2} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (y_i - Y_i)^2} = s_{yx} \quad (2.67)$$

Nejvhodnější regresní funkcí je ta, která má nižší směrodatnou odchylku reziduí.

2.3.4 Koeficient determinace

Koeficient determinace vyjadřuje, jakou část celkové variability vysvětlované proměnné objasňuje regresní model. Díky tomuto koeficientu je možné zjistit spolehlivost použití daného modelu. Nabývá hodnot od 0 do 1 a je dán vztahem:

$$r^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (2.68)$$

Čím je koeficient vyšší, tím lépe regresní model vysvětluje endogenní proměnnou.

2.3.5 Korelační koeficient

Korelační koeficient slouží k zjištění míry závislosti mezi proměnnými. Pro tento koeficient platí:

- Nabývá hodnot od -1 do 1.
- Pokud je koeficient kladný, mezi proměnnými je přímá závislost – hodnoty obou proměnných zároveň stoupají, resp. klesají.
- Pokud je koeficient záporný, mezi proměnnými je nepřímá závislost – hodnota jedné proměnné stoupá a druhé klesá.
- Čím více se blíží hodnota koeficientu nule, tím je závislost mezi proměnnými slabší.
- Pokud je koeficient roven nule, jsou proměnné nezávislé.

Pokud jsou obě veličiny povahově kvantitativního charakteru, k výpočtu se využívá tzv. Pearsonův korelační koeficient:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} = \frac{S_{xy}}{S_x S_y} \quad (2.69)$$

2.4 Verifikace ekonometrického modelu

Odhadnutý ekonometrický model se musí před jeho aplikací nejdříve verifikovat. Verifikace zahrnuje kromě rozhodnutí o jeho reálnosti i posouzení statistické významnosti odhadnutých regresních parametrů či posouzení statistické významnosti modelu jako celku. Dále zahrnuje ověření splnění předpokladů o charakteristikách náhodné složky modelu či o nezávislosti vysvětlujících proměnných například zkoumáním problému heteroskedasticity, multikolinearity či autokorelace reziduí.

Při verifikaci se využívá testování hypotéz. Pro testování je navržen následující postup:

1. Stanovení druhu testu.
2. Určení nulové hypotézy, jejíž platnost je požadované ověřit.
3. Určení alternativní hypotézy.
4. Určení, zda jde o jednostranný nebo dvoustranný test.
5. Volba hladiny významnosti, na které bude test proveden. Nejčastěji jsou voleny hladiny významnosti 5 % a 1 %.
6. Volba vhodného testového kritéria a stanovení počtu stupňů volnosti.
7. Výpočet testového kritéria.
8. Nalezení kritické hodnoty pro danou spolehlivost v tabulkách.
9. Porovnání vypočteného testového kritéria s tabulkovou hodnotou nalezenou v předchozím bodě.
10. Rozhodnutí o nulové hypotéze a interpretace výsledků.

Při testování hypotéz mohou nastat čtyři případy:

- H_0 platí a H_0 nezamítneme - k chybě nedochází.
- H_0 platí a H_0 zamítneme - chyba 1. druhu.
- H_0 neplatí a H_0 nezamítneme - chyba 2. druhu.
- H_0 neplatí a H_0 zamítneme - k chybě nedochází.

2.4.1 Test významnosti odhadnutých parametrů

Vzhledem k tomu, že bodová odhadová funkce regresních parametrů poskytuje odhady pouze na základě jednoho výběru pozorování ze základního souboru, je důležité otestovat významnost těchto parametrů. Pro testování se stanovují následující hypotézy:

$H_0 : \beta_j = 0$ (vysvětlující proměnná nemá vliv na vysvětlovanou proměnnou)

$H_1 : \beta_j \neq 0$ (vysvětlující proměnná má vliv na vysvětlovanou proměnnou)

Testové kritérium je dáno vztahem:

$$t_j = \frac{b_j - \beta_j}{s_{b_j}} \quad (2.70)$$

Jelikož je nulová hypotéza stanovena jako $\beta_j = 0$, je možné testové kritérium upravit:

$$t_j = \frac{b_j}{s_{b_j}} \quad (2.71)$$

, kde jsou odhady standardních chyb s_{b_j} odhadů b_j dány vztahem

$$s_{b_j} = s\sqrt{x^{jj}}, \forall j = 1, 2, \dots, k.$$

Ověřování je provedeno pomocí Studentova rozdělení t o $n - (k + 1)$ stupních volnosti. Tato statistika je vhodná především pro malé výběrové soubory (do 30 prvků).

Jestliže platí $T_{test} > t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-k-1)$, je nulová hypotéza o nevýznamnosti proměnné v modelu zamítnuta.

2.4.2 Intervaly spolehlivosti odhadnutých parametrů

Při zamítnutí nulové hypotézy není ale zcela jasné, že odhady parametrů jsou přesnými odhady skutečných hodnot. Pro určení stupně shody odhadnuté a skutečné hodnoty parametru, je třeba stanovit interval spolehlivosti. Určení tohoto intervalu znamená najít meze, ve kterých leží skutečné hodnoty parametrů se zadaným stupněm spolehlivosti $1 - \alpha$.

Při malém rozsahu výběru je vhodné použít t-rozdělení:

$$P(-t_{\frac{\alpha}{2}} < t_j < t_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha \quad (2.72)$$

Po dosazení do statistiky $t_j = \frac{b_j - \beta_j}{s_{b_j}}$:

$$P(b_j - t_{\frac{\alpha}{2}} \cdot s_{b_j} < \beta_j < b_j + t_{\frac{\alpha}{2}} \cdot s_{b_j}) = 1 - \alpha \quad (2.73)$$

To znamená, že s pravděpodobností $1 - \alpha$, leží skutečná hodnota parametru β_j mezi $b_j - t_{\frac{\alpha}{2}} \cdot s_{b_j}$ a $b_j + t_{\frac{\alpha}{2}} \cdot s_{b_j}$.

2.4.3 Testování významnosti modelu

Testování statistické významnosti modelu spočívá v testování významnosti koeficientu determinace r^2 , který je vyjádřen jako druhá mocnina totálního korelačního koeficientu. Významnost modelu jako celku je ověřována pomocí F-testu, který využívá Fisher-Snedecorovo rozdělení pravděpodobností.

Hypotézy jsou pro tento test zvoleny následovně:

$$H_0 : R^2 = 0 \quad (\text{koeficient determinace je statisticky nevýznamný})$$

$$H_1 : R^2 \neq 0 \quad (\text{koeficient determinace je statisticky významný})$$

Test má následující podobu:

$$F_{test} = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - (k + 1)}{k} \quad (2.74)$$

Spočítaný F-poměr je porovnán s tabulkovou hodnotou pro k a $n - k - 1$ stupňů volnosti. Pokud $F_{test} > F_\alpha(k, n - k - 1)$, zamítáme nulovou hypotézu o nevýznamnosti modelu ve prospěch alternativní hypotézy.

2.4.4 Test náhodné složky

Autokorelace vyjadřuje existenci závislosti časové řady na jedné nebo více předchozích hodnotách této řady. Jedná se o porušení G-M předpokladu o nekorelovanosti náhodných složek.

Tento jev vzniká z různých příčin, například:

- chybná specifikace modelu,
- chyby měření,
- užití upravených dat – např. zprůměrovaných, vyrovnaných či extrapolovaných,
- užití časově zpožděných proměnných v modelu.

Pokud autokorelace vznikne, může to zapříčinit různé důsledky jako například:

- odhady parametrů nemají minimální rozptyl – nejsou vydatné ani asymptoticky vydatné,
- odhady směrodatných chyb bodových odhadů jsou vychýlené, čímž statistické testy ztrácejí na síle.

Pro testování výskytu autokorelace 1. řádu lze použít Durbin - Watsonův test, který zkoumá nezávislost náhodných poruch regresních modelů.

Pro využití D-W testu je důležité splnit následující předpoklady:

- úroňová konstanta v modelu,
- v modelu nejsou zpožděné nezávisle proměnné.

Testovací statistika je dána vztahem:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2} \quad (2.75)$$

, kde e_t je odchylka skutečné a teoretické hodnoty modelu v čase t .

Hodnoty této statistiky se pohybují v intervalu $\langle 0; 4 \rangle$. Tato hodnota se následně porovnává s tabulkovými hodnotami d_D (dolní mez d) a d_H (horní mez d) podle stupňů volnosti modelu. Na základě pozice d je vyhodnocena autokorelace:

- Interval $\langle 0; d_D \rangle$ značí pozitivní autokorelaci.
- V intervalu $\langle d_D; d_H \rangle$ nemůžeme rozhodnout, zda se jedná o autokorelaci, či nikoliv.
- Interval $\langle d_H; 2 \rangle$ poukazuje na statisticky nevýznamnou pozitivní autokorelaci.
- Interval $\langle 2; 4 - d_H \rangle$ poukazuje na statisticky nevýznamnou negativní autokorelaci.
- V intervalu $\langle 4 - d_H; 4 - d_D \rangle$ nemůžeme rozhodnout, zda se jedná o autokorelaci, či nikoliv.
- Interval $\langle 4 - d_D; 4 \rangle$ poukazuje na statisticky významnou negativní autokorelaci.

2.4.5 Test homoskedasticity reziduí

Dalším testem je ověření, že rezidua mají stejný konstantní rozptyl, tzv. homoskedasticita. Opak je heteroskedasticita modelu, která nastává v případě, kdy mají jednotlivé náhodné složky různé rozptyly, tudíž tento rozptyl není konstantní v čase.

Příčinou heteroskedasticity může být:

- chybná specifikace modelu,
- údaje jsou agregované (seskupené),
- kolísání stability ekonomických ukazatelů,
- kumulace chyb měření s rostoucí vysvětlovanou proměnnou.

Heteroskedasticita může mít následující důsledky:

- bodové odhady parametrů nejsou vydatné ani asymptoticky vydatné,
- intervaly spolehlivosti nejsou korektní,
- statistické testy ztrácejí na síle.

Testovat heteroskedasticitu lze například pomocí Spearmanova testu, který zahrnuje následující postup:

1. stanovení nulové hypotézy $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2$,
2. spočtení absolutní hodnoty reziduí $|\epsilon_i|$, které je třeba vzestupně seřadit a očíslovat (určeno pořadí $- i_\epsilon$),
3. příslušné pořadí přiřadit k původním neseřazeným reziduíům
4. spočtení absolutních hodnot pozorování $|X_i|$. Tyto hodnoty se musí následně vzestupně seřadit a očíslovat (určeno pořadí $- i_x$),
5. příslušné pořadí přiřadit k původním neseřazeným pozorováním,
6. spočtení Spearmanova koeficientu korelace pořadí mezi reziduem a vysvětlovanou proměnnou

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum (i_x - i_\epsilon)^2}{n(n^2 - 1)}. \quad (2.76)$$

7. Musí platit, že $r_s \in \langle -1; 1 \rangle$. Pokud se r_s pohybuje okolo 1, pak je očekávána homoskedasticita. Naopak pokud se blíží 0, je očekávána heteroskedasticita.

8. Nulová hypotéza je zamítnuta, když

$$T = \sqrt{r_s \cdot \frac{n-2}{1-r_s^2}} \geq t_{1-\alpha}(n-2). \quad (2.77)$$

Pokud je heteroskedasticita zjištěna, je možné ji odstranit. Odstranit ji lze například pomocí metody vážených nejmenších čtverců.

2.4.6 Multikolinearita

Multikolinearita znamená existenci závislosti mezi exogenními proměnnými. Nastává, pokud je porušen předpoklad:

$$h(X) = k + 1 \leq n, \quad \text{kde } n \text{ je počet pozorování} \quad (2.78)$$

Porušení tohoto předpokladu vyjadřuje, že existují v matici X lineárně závislé sloupce.

Multikolinearita může vzniknout z následujících příčin:

- použití zpožděné proměnné,
- použití výběru pozorování,
- tendence časových řad vyvíjet se stejným směrem,
- počet vysvětlujících proměnných je větší než je rozsah výběru ($k > n$).

Důsledky multikolinearity mohou být:

- snížení přesnosti odhadů,
- způsobení pochybností o správnosti specifikace modelu,
- velká citlivost odhadové funkce na velmi malé změny v matici X .

Multikolinearita se netestuje, pouze se zkoumá, zda je či není únosná. Pro jednu vysvětlující proměnnou ji nemá smysl zkoumat, jelikož se může vyskytovat v modelu, kde jsou alespoň dvě vysvětlující proměnné, mezi kterými existuje vzájemná vazba. Pro dvě vysvětlující proměnné lze multikolinearitu zkoumat použitím párových korelačních koeficientů. Multikolinearita je neúnosná, pokud absolutní hodnota párového korelačního koeficientu je větší než 0,8, popř. 0,9. Pro více vysvětlujících proměnných je možné použít metodu pomocných regresí.

Pokud je multikolinearita významná, je možné ji eliminovat například zvětšením rozsahu výběru, jinou formulací modelu či vynecháním příslušné exogenní proměnné.

2.5 Prognóza

Jedním z hlavních důvodů ekonometrického modelování je predikce hodnot vysvětlovaných proměnných mimo interval pozorování. Nejčastěji se predikují budoucí hodnoty na základě znalosti přítomných a minulých hodnot.

Odchylka předpovědi od skutečné hodnoty predikované vysvětlované proměnné představuje chybu předpovědi. Chyba může vzniknout z různých příčin:

- náhodný charakter modelu,
- chybná specifikace odhadnutého modelu,
- náhodná standardní chyba odhadnutých parametrů,
- náhodná chyba při odhadu nezávisle proměnných,
- změny očekávání ekonomických subjektů.

Prognózu je možné klasifikovat podle různých kritérií, například podle znalosti hodnot vysvětlujících proměnných, podle predikce střední a individuální hodnoty či podle bodové a intervalové predikce.

Predikce ex post a ex ante

Predikce ex post představuje předpověď vysvětlované proměnné za předpokladu znalosti hodnot všech vysvětlujících proměnných s jistotou pro predikované období. Porovnáním predikované hodnoty se skutečnou hodnotou vysvětlované proměnné je možné určit chybu předpovědi, pomocí které lze ověřit vhodnost ekonometrického modelu k prognózování.

Predikce ex ante představuje předpověď, kdy hodnota vysvětlované proměnné není v období předpovědi s jistotou známá.

Predikce střední a individuální hodnoty

Predikci je možné vytvářet pro střední hodnotu, která leží na vyrovnané regresní funkci nebo pro individuální hodnotu, která je zatížena chybou predikce jednotlivých pozorování od vyrovnané hodnoty.

Bodová a intervalová predikce

Predikce bodová spočívá v bodovém odhadu jedné budoucí hodnoty predikované proměnné pro dané období. Oproti tomu intervalová predikce představuje období intervalu spolehlivosti pro danou hladinu významnosti (spolehlivosti).

Pro určení ekonometrických predikcí lze vycházet z klasického lineárního regresního modelu o celkovém počtu n pozorování a k vysvětlujících proměnných:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\beta + \epsilon \quad (2.79)$$

, kde

y je vektor n hodnot vysvětlované proměnné,
 X je matice hodnot vysvětlujících proměnných o rozměrech $n \times k$,
 β je vektor neznámých parametrů a ,
 ϵ je vektor hodnot náhodné složky.

Pokud jsou splněny Gaussovy-Markovovy předpoklady pro aplikaci MNČ, je možné získat nestranný odhad vektoru β pomocí odhadové funkce MNČ:

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{y}). \quad (2.80)$$

Bodová předpověď průměrné hodnoty je dána vztahem:

$$\hat{Y}_p = \mathbf{x}'_p \mathbf{b}. \quad (2.81)$$

Intervalovou předpověď průměrné hodnoty lze stanovit pomocí Studentova rozdělení s $n - k$ stupni volnosti:

$$\hat{Y}_p \pm t_{\frac{\alpha}{2}}^* \hat{s}_p \quad (2.82)$$

, kde \hat{s}_p je standardní chyba předpovědi průměrné hodnoty vysvětlované proměnné. Standardní chyba předpovědi je dána vztahem:

$$\hat{s}_p = s \sqrt{\mathbf{x}'_p (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{x}_p}. \quad (2.83)$$

Chybu předpovědi průměrné hodnoty lze vypočítat následovně:

$$\hat{e}_p = \mathbf{x}'_p \mathbf{b} - \mathbf{x}'_p \beta = \mathbf{x}'_p (\mathbf{b} - \beta). \quad (2.84)$$

Rozptyl chyby předpovědi lze stanovit vztahem:

$$\hat{\sigma}_p^2 = \mathbf{x}'_p \mathbf{V}(\mathbf{b}) \mathbf{x}_p \quad (2.85)$$

, kde $V(b)$ je kovarianční matice odhadové funkce, získaná ze vztahu:

$$\mathbf{V}(\mathbf{b}) = \sigma^2 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}. \quad (2.86)$$

Analogicky lze určit vztahy i pro predikci individuální hodnoty.

Kvalitu makroekonomických prognóz ex post lze hodnotit především pomocí několika základních statistik:

- **Absolutní chyba prognózy**

$$a_i = y_i^p - y_i, \quad \forall i = n + 1, \dots, s \quad (2.87)$$

, kde

y_i^p je prognózovaná hodnota,
 y_i je skutečná hodnota časové řady a
 s je počet prognózovaných období.

- **Relativní chyba prognózy**

$$\delta_i = \frac{y_i^p - y_i}{y_i}. \quad (2.88)$$

- **Theilův koeficient nesouladu**

Theilův koeficient slouží ke zhodnocení úspěšnosti prognóz. Posuzuje míru variability relativních chyb. Je dán vztahem:

$$T^2 = \frac{\sum (y_i^p - y_i)^2}{\sum y_i^2}. \quad (2.89)$$

Čím je hodnota T^2 vyšší, tím je větší nepřesnost posuzovaných hodnot.

2.6 Použití softwaru k řešení

Pro výpočet lze využít program Excel, který bude využit v této práci pro pomocné výpočty.

Dále lze použít různé matematické softwary jako je např. Mathematica či Matlab. Ovšem nejjednodušší volbou pro aplikaci modelu je použití ekonometrických softwarů, které umožňují nejen odhad parametrů modelu, ale i verifikaci a prognózu. Například:

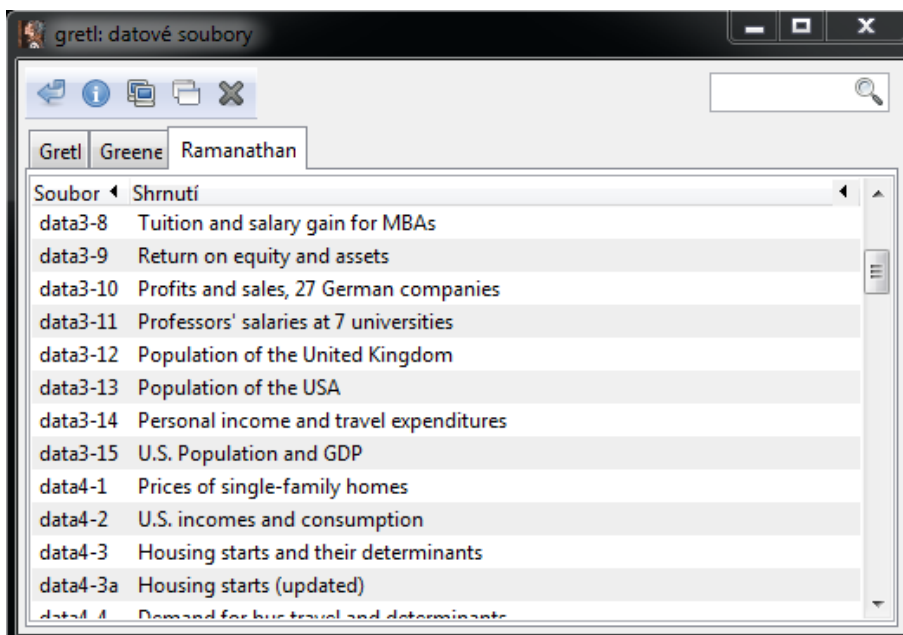
- GRETL, který bude využit pro aplikaci vlastního ekonometrického modelu. Bližší popis softwaru je předmětem kapitoly 2.6.1,
- R,
- STATISTICA,
- SPSS,
- SAS System,
- Eviews.

2.6.1 Popis softwaru GRETL

Pro aplikaci MSR lze využít software GRETL, což je volně dostupný softwarový produkt se zaměřením na statistické metody podporující ekonometrické analýzy. Výhodou této aplikace je grafické uživatelské rozhraní, které je pro běžné uživatele přijatelnější a jednodušší. Díky vestavěnému grafickému programu Gnuplot lze v GRETLu vykreslovat přehledné grafy. Dále umožňuje generování textových výstupů v různých formátech, včetně formátu \LaTeX .

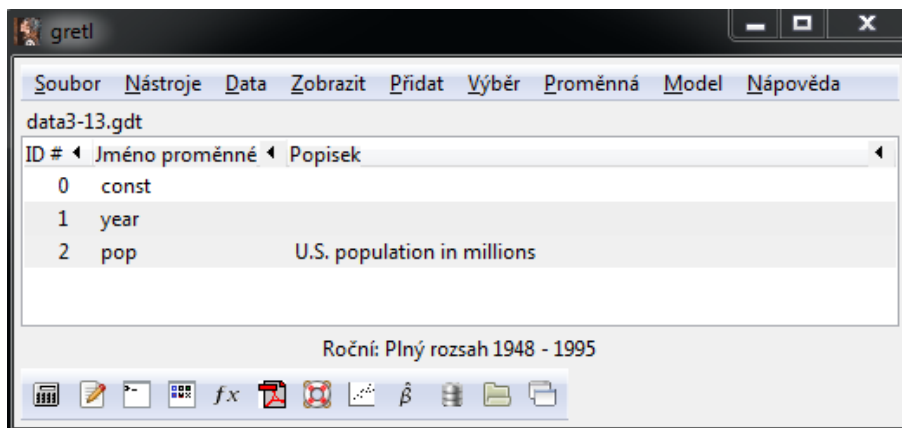
GRETL umožňuje odhady parametrů (např. metodou nejmenších čtverců, metodou dvoustupňových nejmenších čtverců), verifikaci modelu (testování významnosti odhadnutých parametrů, významnosti modelu, výskytu heteroskedasticity či autokorelace) a prognózování.

Po spuštění programu se objeví základní nabídka. Nejdříve je nutné zadat data. Pro simulaci byl zvolen datový soubor „Population of the USA“, který je součástí programu:



Obrázek 2.2: Gretl – datové soubory

Hlavní okno vypadá následovně:

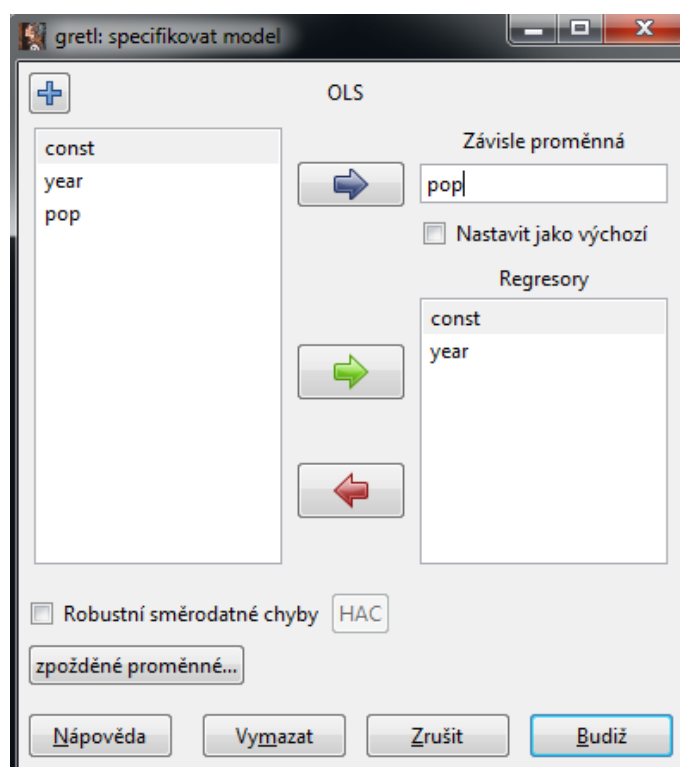


Obrázek 2.3: Gretl – hlavní okno

V horní části je hlavní menu, které obsahuje celou škálu funkcí. Prostřední část zobrazuje jednotlivé proměnné v modelu. Ve spodní části se nachází panel nástrojů, který obsahuje např. kalkulačku, manuál, vytváření grafů či ikonu pro otevření datového souboru.

Jednotlivé položky v menu jsou velmi intuitivní, a tak je možné jednoduše odhadnout parametry modelu či model verifikovat, vytvářet různé grafy nebo prognózovat hodnoty. Pro krátkou simulaci postupu bude využit lineární regresní model.

Pro odhad parametrů LRM pomocí MNČ se postupuje v následujících krocích: *Hlavní menu* → *Model* → *Metoda nejmenších čtverců*. Následně se otevře nové okno, ve kterém se model specifikuje:



Obrázek 2.4: Gretl – specifikace modelu

V tomto případě se specifikuje závislost populace na čase. Výsledkem je tabulka s hodnotami:

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-4547,38	37,0762	-122,6	1,60e-059 ***
year	2,41152	0,0188056	128,2	2,07e-060 ***
Střední hodnota závisle proměnné			206,9404	
Sm. odchylka závisle proměnné			33,80851	
Součet čtverců reziduí			149,8604	
Sm. chyba regrese			1,804947	
Koeficient determinace			0,997210	
Adjustovaný koeficient determinace			0,997150	
F(1, 46)			16444,00	
P-hodnota (F)			2,07e-60	
Logaritmus věrohodnosti			-95,43313	
Akaikovo kritérium			194,8663	
Schwarzovo kritérium			198,6087	
Hannan-Quinnovo kritérium			196,2805	
rho (koeficient autokorelace)			0,938893	
Durbin-Watsonova statistika			0,035818	

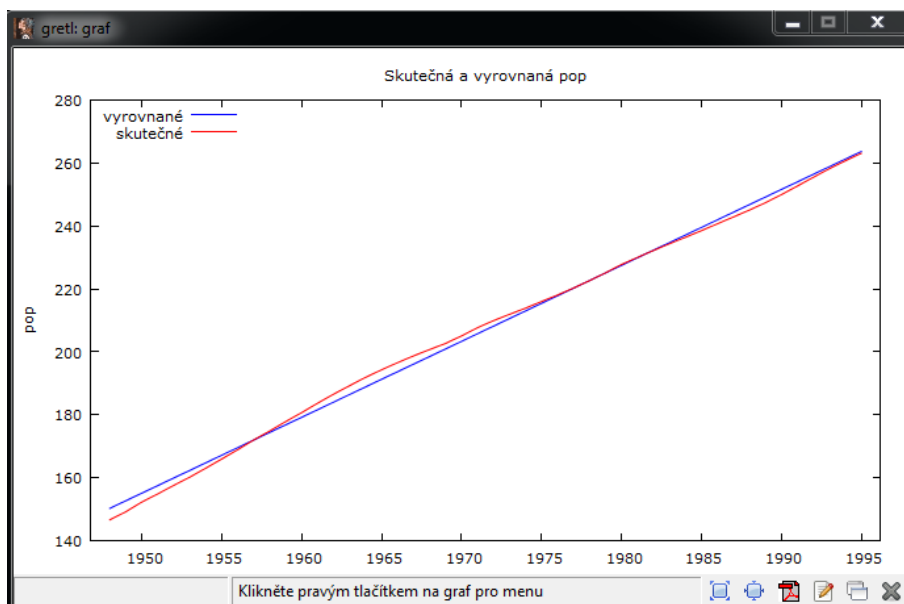
Obrázek 2.5: Gretl – aplikace MNČ

Z těchto hodnot již lze zjistit například výsledný vztah pro odhad LRM:

$$Y_i = -4547.38 + 2.41152 \cdot x_i \quad (2.90)$$

či součet čtverců reziduí, směrodatnou odchylku nebo koeficient determinace.

Následně je možné provádět testy či vykreslovat grafy přímo z menu v tomto okně – například graf skutečných a vyrovnaných hodnot v závislosti na čase:



Obrázek 2.6: Gretl – graf skutečných a vyrovnaných hodnot

Dále například kliknutím na *Analýza* → *Konfidenční intervaly koeficientů* lze odhadovat interval spolehlivosti:

PROMĚNNÁ	KOEFIICIENT	95% KONFIDENČNÍ INTERVAL	
const	-4547,38	-4622,01	-4472,75
year	2,41152	2,37367	2,44938

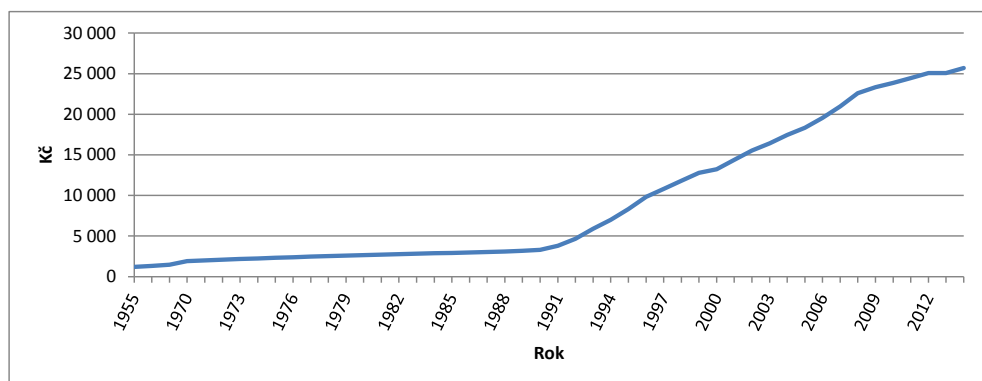
Obrázek 2.7: Gretl – konfidenční intervaly koeficientů

Identifikace a analýza vývoje ukazatelů

První část kapitoly se věnuje vývoji průměrné mzdy v čase podle různých kritérií. Cílem této kapitoly je popsat strukturu mezd a nalézt odlišnosti v mzdových úrovních jednotlivých skupin zaměstnanců. Druhá část je věnovaná identifikaci významných makroekonomických ukazatelů, které mohou ovlivňovat průměrnou mzdu.

3.1 Analýza chronologického vývoje průměrné mzdy ČR

Průměrná hrubá mzda v celorepublikovém měřítku nepřehlédnutelně stoupá. Její vývoj v letech 1955–2014 dle výzkumu ČSÚ je zobrazen v grafu 3.1.



Obrázek 3.1: Průměrná mzda 1955–2014

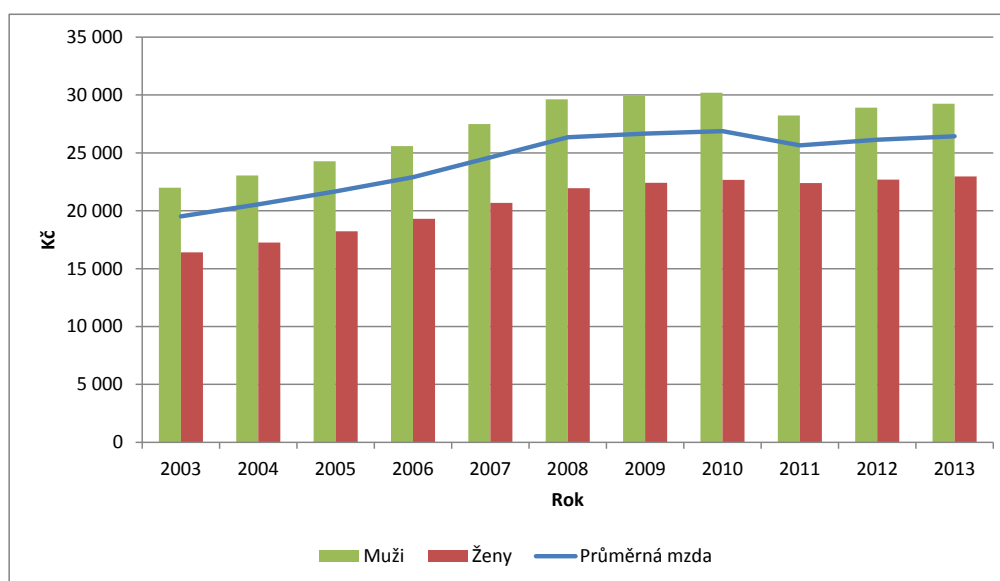
3.1. Analýza chronologického vývoje průměrné mzdy ČR

Na počátku sledovaného období, roku 1955, průměrná mzda činila 1 192 Kč. Po jednatřiceti letech se částka zvýšila o dvojnásobek. Podstatný růst mzdy započal až po sametové revoluci v listopadu 1989. Velký vliv měl proces transformace české ekonomiky, při kterém došlo ke vzniku nové bankovní soustavy, liberalizaci cen, privatizaci, restituci a k odstraňování monopolu. Již se vznikem samostatné České republiky roku 1993 byl zaznamenán obrovský růst průměrné mzdy na 5 904 Kč – tj. o 27 % oproti předchozímu roku. V průběhu dalších let vývoj nadále prudce stoupal. Rostoucí tendence se zpomalila v roce 1997 z důvodu tehdejších úsporných opatření v ekonomice. Od tohoto roku procentuální zvýšení mzdy již nepřekročilo hranici 10 %. Zlomový okamžik nastal v roce 2006, kdy průměrná mzda překročila magickou hranici dvaceti tisíc korun. O dva roky později došlo k výraznému zpomalení meziročního růstu mzdy cca na 2-3 % v souvislosti s novou ekonomickou recesí. V roce 2014 pak průměrná hrubá mzda činila 25 686 Kč. Od vzniku samostatné České republiky tak vzrostla o neuvěřitelných 335 %.

Ačkoliv průměrná mzda v celorepublikovém hledisku stoupá, v jednotlivých skupinách podniků či zaměstnanců může být její vývoj značně kolísavý. Tento vývoj je zobrazen v následujících podkapitolách dle strukturálních statistik ČSÚ sloučením výsledných databází výběrového šetření ISPV. Takto zjištěná data však nejsou a nemohou být shodná s průměrnou mzdou zjišťovanou z podnikového výkaznictví ČSÚ kvůli rozdílné metodice výpočtu, avšak mzda ve strukturální statistice nejpřesněji vypovídá o srovnatelných mzdových úrovních různých zaměstnání při přesně zjištěném objemu placené doby. Do hrubé mzdy ve strukturální statistice se počítají všechny mzdy za práci včetně prémie, odměn a dalších platů, náhrady mzdy za neodpracovanou dobu a odměny za pracovní pohotovost za celý rok. Mzda zjišťovaná z podnikového výkaznictví ČSÚ zobrazuje celkový objem mzdových prostředků, který je poměřován s evidenčním počtem podniku a nejsou v ní zahrnuti zaměstnanci s neplacenou nepřítomností kratší než 4 týdny.

3.1.1 Průměrná mzda dle pohlaví

Z grafu 3.2 lze vyčíst, že průměrná mzda žen je z dlouhodobého hlediska podstatně nižší než průměrná mzda mužů. Ačkoliv v posledních letech více stoupá průměrná mzda žen, ženy stále vydělávají téměř o čtvrtinu méně než muži. Například v roce 2013 byla průměrná mzda mužů 29 250 Kč, žen pouze 22 955 Kč.



Obrázek 3.2: Průměrná mzda podle pohlaví

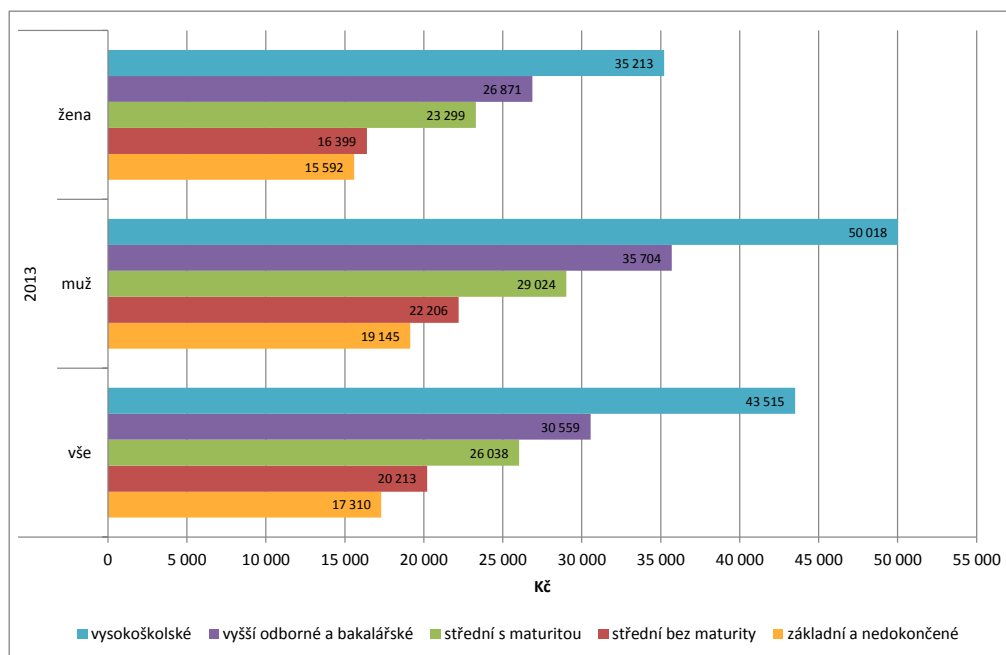
Odlišnosti ve výši mezd mužů a žen jsou způsobeny z různých, často objektivních, důvodů. Například péče o děti může u žen způsobit menší počet odpracovaných hodin, vyšší četnost částečných úvazků či menší počet přesčasových hodin, které jsou mnohdy placeny výhodnější sazbou. Dokažuje to i fakt, že ženy v průměru vykazují měsíčně o 1.7 placené hodiny méně než muži.

Druhým zásadním důvodem může být platová diskriminace. I při srovnání mezd na jednom pracovišti u stejné profese je mnohdy rozdíl ve mzdě okolo 10 %. Zaměstnavatelé ženy mnohdy podhodnocují v souvislosti s jejich pečovatelskou rolí ve společnosti. Vnímají je tak jako rizikovější a méně výkonnou pracovní sílu. Oproti tomu muž je vnímán jako zaměstnanec, který musí živit rodinu a dokáže nadřadit svoji pracovní kariéru nad svůj osobní život.

Dalším důvodem může být například výběr profese, který je analyzován v kapitole 3.1.6.

3.1.2 Průměrná mzda dle vzdělání

Úroveň vzdělání má zajištěný vliv na průměrné mzdy. Obecně nejvyšší mzdy mají zaměstnanci s vysokoškolským vzděláním. Větší rozdíly v průměrných mzdách jsou zaznamenány spíše v soukromé sféře než u zaměstnanců ve státních institucích.



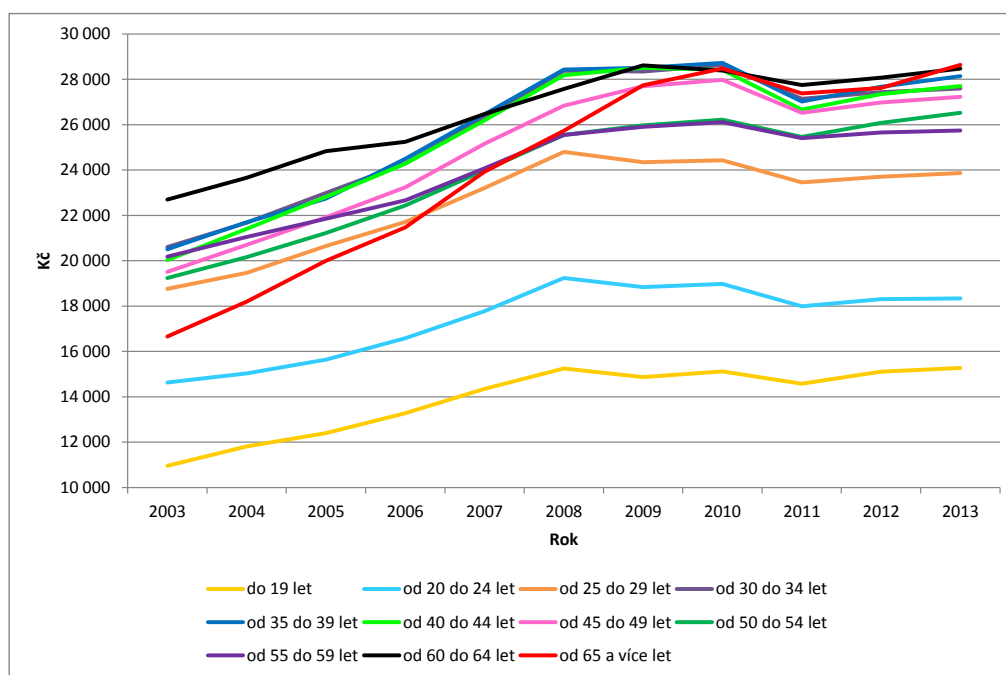
Obrázek 3.3: Průměrná mzda podle vzdělání za rok 2013

Největším paradoxem je rozdíl v platech daný pohlavím. Zatímco nejčastějším stupněm vzdělání mužů je vyučení na středním odborném učilišti (střední bez maturity), u žen je to střední vzdělání s maturitou. Jestliže tedy obecně průměrná mzda s vyšším vzděláním roste, mělo by to pozitivně ovlivnit mzdy u žen. Avšak pravda je opakem. Z dat zobrazených v grafu 3.3 lze vidět, že průměrná mzda muže se středním vzděláním bez maturity je vyšší než ženy s úplným středním vzděláním s maturitou. Stejně tak tomu je i ve vyšších kategoriích vzdělání. V podstatě lze říci, že průměrná žena musí mít o stupeň vyšší vzdělání než průměrný muž, aby se jejich mzda vyrovnala. Pozitivní zprávou ale je, že se v posledních letech tyto rozdíly ve mzdách procentuálně snižují.

3.1.3 Průměrná mzda dle věku

Průměrná mzda podle různých kategorií je mnohdy kolísavá, ale obecně spíše roste. Nejnižší mzdy jednoznačně dosahují zaměstnanci do 19 let. Což je z vysoké míry ovlivněné nízkým dosaženým vzděláním a nedostatečnou praxí. Podobná situace platí i pro zaměstnance ve věku 20–24 let. Jejich průměrná mzda v roce dosahovala 18 335 Kč, což je o 8 tisíc méně než je celková průměrná mzda.

Není však dáno, že s věkem průměrná mzda roste. Jednu z nejvyšších průměrných mezd mají lidé ve věku mezi 35 a 39 lety. V tomto věku se předpokládá vrchol výkonnosti profesní kariéry. V pozdějším věku se těží z nabytých zkušeností a nebývá zvykem ke konci pracovní kariéry mzdu snižovat.

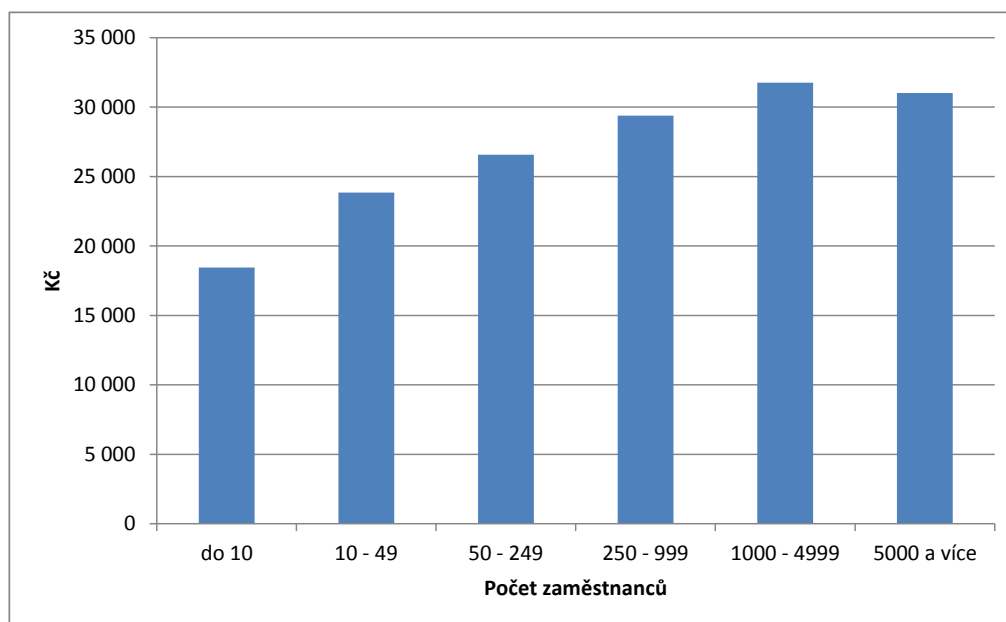


Obrázek 3.4: Průměrná mzda podle věkových kategorií

Zajímavý je vývoj mzdy zaměstnanců nad 64 let. Před deseti lety patřily průměrné mzdy těchto zaměstnanců k nejnižším, nyní ale dosahují v žebříčku mezd nejvyšších příček. Současná výše průměrných mezd může být dána především tím, že je v této věkové kategorii vyšší podíl specializovaných odborníků než v celé populaci.

3.1.4 Průměrná mzda dle velikosti jednotky

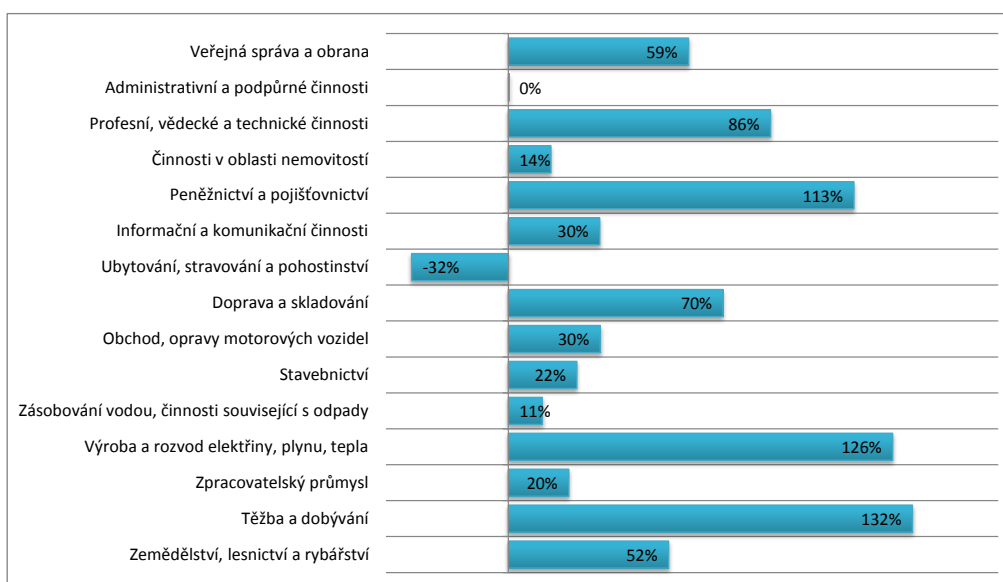
Ačkoliv byl vývoj mzdy podle velikosti jednotky značně kolísavý, obecně lze tvrdit, že větší společnosti mohou nabídnout svým zaměstnancům vyšší mzdu. Tento fakt lze sledovat v grafu 3.5 pro rok 2013. V roce 2013 byla průměrná mzda firem s 10–49 zaměstnanci 23 842 Kč. Kdežto u společností s 1000–4999 zaměstnanci byla mzda o necelých 8 tis. Kč vyšší. Tato situace může být také ovlivněna tím, že průměrnou mzdu mohou navyšovat jednotlivci na ředitelských pozicích. Avšak rozdíl mediánů těchto mezd naznačuje, že opravdu vyšší mzdy jsou ve společnostech s více zaměstnanci. Rozdíl mediánů mezi firmou s 10–49 zaměstnanců a firmou s 1000–4999 zaměstnanců je stále znatelný – necelých 6 tis. Kč.



Obrázek 3.5: Průměrná mzda podle velikosti jednotky za rok 2013

3.1.5 Průměrná mzda dle odvětví CZ-NACE

Výše mzdy zřejmě závisí na konkrétním odvětví zaměstnání. V roce 2013 byly nejvyšší mzdy v oblasti peněžnictví a pojištnictví (48 440 Kč), informační a komunikační činnosti (47 521 Kč) a v oblasti výroby a rozvodu elektřiny, plynu a tepla (41 591 Kč). Naopak nejnižší průměrné mzdy vykazují odvětví administrativních a podpůrných činností a odvětví ubytování, stravování a pohostinství, které vykazuje průměrnou mzdu pouze 14 820 Kč. Ne vždy tomu ale bylo stejně. Vývoj průměrné mzdy se v čase různě mění, což dokazuje i graf 3.6, který zobrazuje procentuální vývoj průměrné mzdy za jednotlivá odvětví za dobu 10ti let.



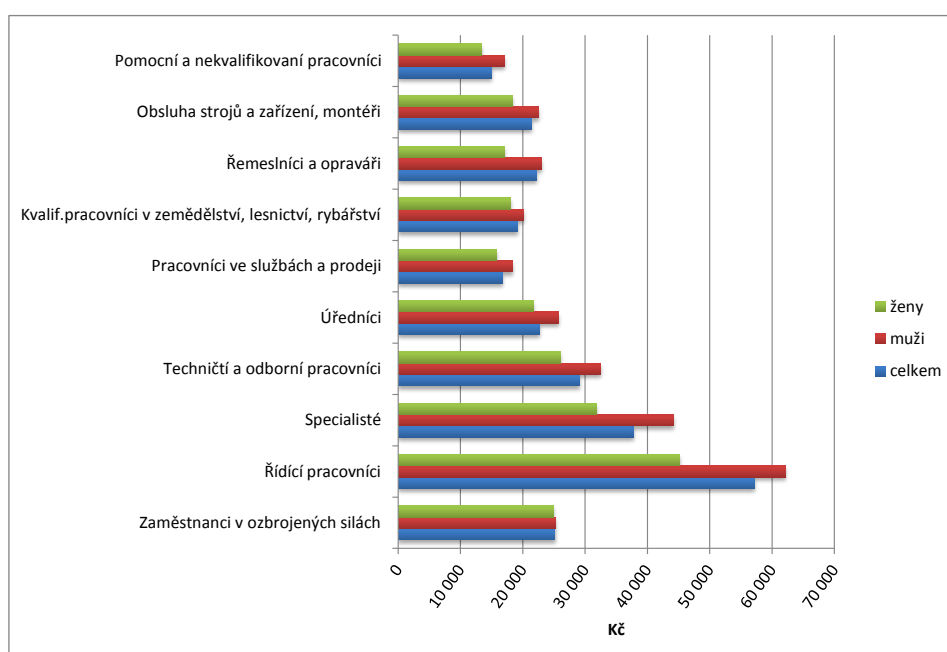
Obrázek 3.6: Vývoj průměrné mzdy podle odvětví za desetileté období

Oproti roku 2003 nastal znatelný pokles průměrné mzdy v odvětví ubytování, stravování a pohostinství. Zatímco nejvyšší vzestup zaznamenalo odvětví výroby a rozvodu elektřiny, plynu a tepla, a to až o 126 %.

Velký vzestup zaznamenalo i odvětví profesní a vědecké činnosti, což je ale zkresleno tím, že došlo v roce 2009 ke změně v metodice, kdy se z této skupiny odčlenilo odvětví vzdělávání, kde jsou obecně jedny z nižších mezd.

3.1.6 Průměrná mzda dle tříd CZ-ISCO

Průměrnou mzdu ovlivňuje profese, kterou zaměstnanec vykonává. Nejvyšší mzdy mají řídicí pracovníci, jejichž průměrná mzda v roce 2013 dosáhla 57 163 Kč. Vyšších mezd dosahují také profese, které vyžadují určitou specializaci a odbornost (specialisté a techničtí a odborní pracovníci). Naopak nejnižší mzdy mají pracovníci, pro jejichž profesi není potřeba žádná odborná kvalifikace – pomocní a nequalifikovaní pracovníci. Jejich průměrná mzda v roce 2013 dosahovala 14 910 Kč. Obecně nízké platy mají také pracovníci ve službách a prodeji.



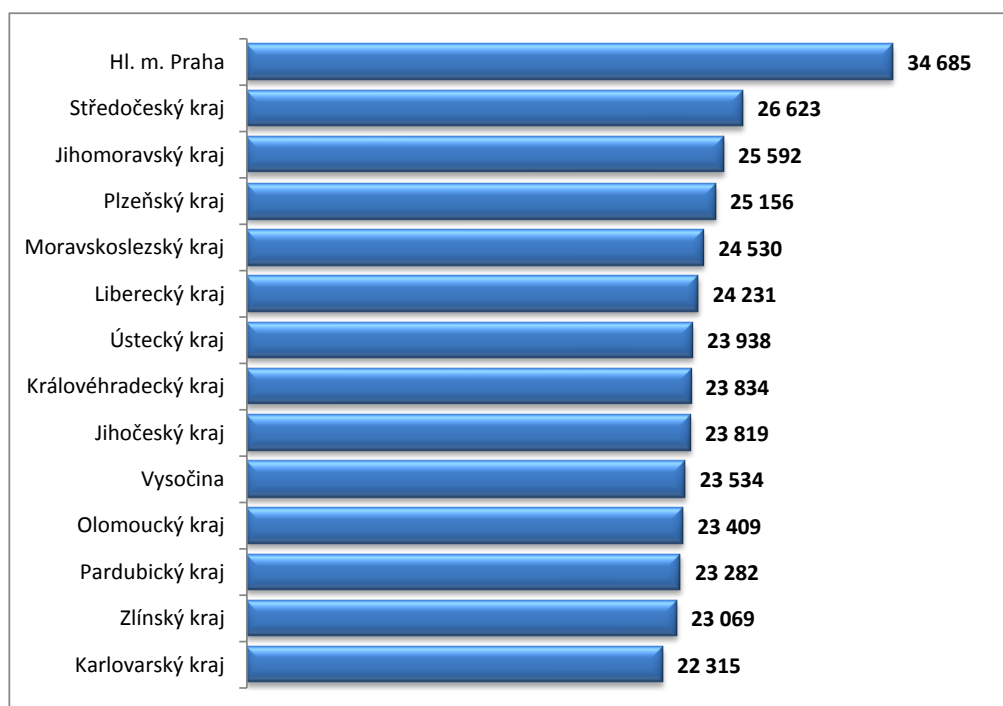
Obrázek 3.7: Průměrná mzda podle profesí a pohlaví za rok 2013

V některých třídách jsou rozdíly ve mzdách mužů a žen neznatelné. Avšak například v řídicích pozicích průměrná mzda mužů markantně převyšuje průměrnou mzdu žen. V průměru má manažerka o 20 % menší mzdu než její mužský kolega na stejné pozici. To může být způsobeno určitou diskriminací žen, ale například také i vyjednávacími schopnostmi o budoucí mzdě či vyšší ochotou mužů k přesčasům a k dalším pracím v rámci jejich zaměstnání, které přináší další finanční hodnocení.

Důvodem nižší průměrné mzdy žen je obecně i struktura pozic, které ženy obsazují. Typicky ženská odvětví jsou například zdravotnictví či vzdělávání, která obecně vykazují nižší mzdy. Naopak v průmyslových odvětvích či ve stavebnictví je podíl žen velmi nízký.

3.1.7 Průměrná mzda dle regionu

Rozdíly v průměrné mzdě v jednotlivých regionech České republiky jsou dlouhodobě viditelné. Z grafu 3.8 je možné sledovat, že nejvyšší průměrná mzda je s výrazným nárůstem v Praze. Zatímco celorepubliková mzda v roce 2013 dosahovala 26 444 Kč, průměrná mzda v Praze ji převýšila o více než 30 %. Mzda pražských zaměstnanců tak zřetelně navyšuje celkovou průměrnou mzdu, a způsobuje tím, že mzdy v ostatních krajích (vyjma Středočeského kraje) nedosahují celorepublikového průměru. Otázkou je, zda je výhodné stěhovat se za prací do Prahy, kde je zároveň i nejvíce pracovních příležitostí. Současně jsou totiž v Praze výrazně nejvyšší náklady na bydlení i služby.



Obrázek 3.8: Průměrná mzda podle regionu v roce 2013

V ostatních krajích je vývoj mezd rovnoměrnější. Výše průměrné mzdy je ovlivněna především strukturou převažujících oborů v kraji, která je dána přírodními podmínkami, polohou kraje či přítomností větších měst. Výše mzdy může být ale také ovlivněna například odlišnou strukturou zaměstnanosti, stářím populace v daném regionu, vzděláním či zvyklostem.

Obecně nejnižší průměrná mzda je v posledních letech v kraji Karlovarském. V roce 2013 dosahovala 22 315 Kč.

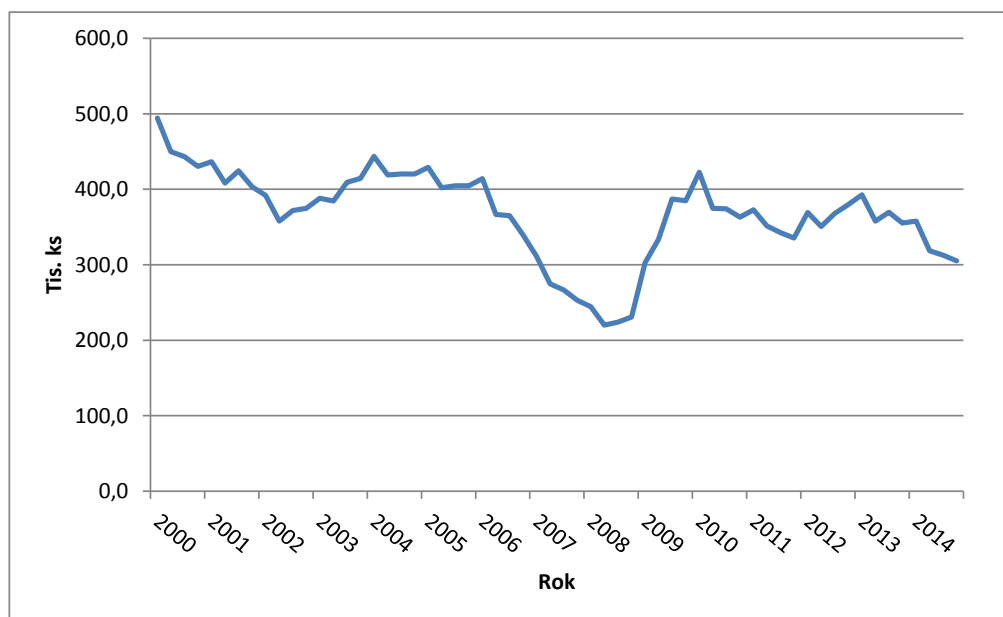
3.2 Identifikace významných makroekonomických ukazatelů

Provázanost a vzájemné ovlivňování makroekonomických ukazatelů jsou v České republice nepochybné. Proto i vývoj průměrné mzdy může být ovlivněn dalšími makroekonomickými ukazateli. V této diplomové práci bude zkoumána závislost na následujících ukazatelích, které byly zvoleny na základě intuice, zkušeností, typu ukazatelů a dostupnosti dat.

3.2.1 Nezaměstnanost

Nezaměstnanost je jedním z nejsledovanějších ukazatelů trhu práce. Nezaměstnanost dle ČSÚ je zjišťována na základě výsledků Výběrového šetření pracovních sil dle definic Mezinárodní organizace práce. Předmětem šetření jsou osoby ve věku 15+ bydlící v soukromých domácnostech, které v průběhu posledního měsíce hledaly aktivně práci a byly připraveny k nástupu do práce nejpozději do 14 dnů.

V grafu 3.9 lze sledovat, že vývoj nezaměstnanosti v čase je značně kolísavý, ale převážně má klesající tendenci.



Obrázek 3.9: Vývoj nezaměstnanosti

3.2.2 HDP

Hrubý domácí produkt je celková peněžní hodnota statků a služeb za určité období na daném území. Dle ČSÚ existují tři metody výpočtu – produkční, výdajová a důchodová. Data, která budou použita v této práci, jsou spočtena metodou výdajovou, která je dána vztahem:

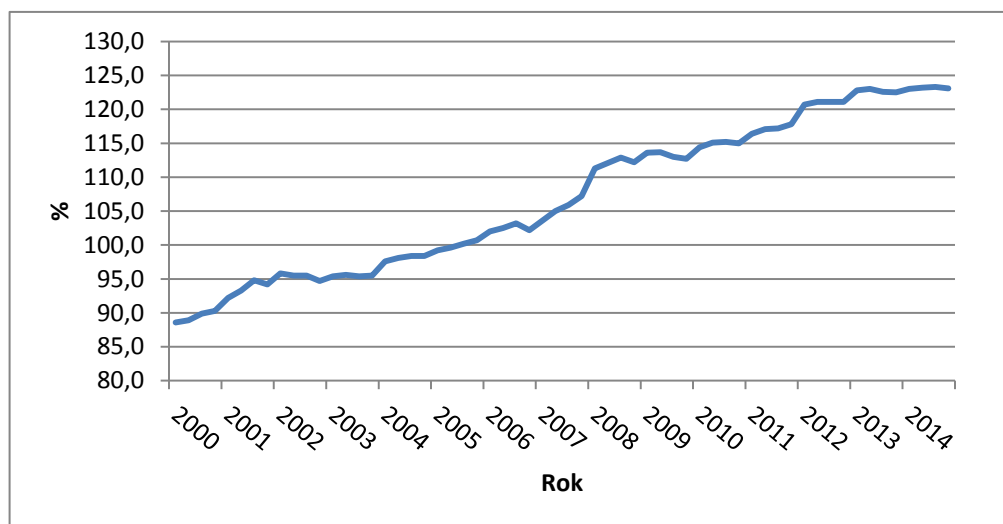
$$\text{HDP} = \text{výdaje na konečnou spotřebu} + \text{tvorba hrubého kapitálu} \\ + \text{vývoz výrobků a služeb} - \text{dovoz výrobků a služeb} \quad (3.1)$$

V posledních 15 letech má vývoj HDP především rostoucí charakter. Zatím nejvyšší HDP v kupních cenách bylo dosaženo ve 4. čtvrtletí roku 2014 – 1 076 644 mil. Kč.

3.2.3 Index spotřebitelských cen

Index spotřebitelských cen patří mezi nejdůležitější ukazatele vývoje cen v České republice. Je používán především k měření inflace a je vyjádřen procentuální změnou cenové hladiny v daném období oproti stejnému období předchozího roku nebo oproti základnímu období, které je předem stanoveno.

Graf 3.10 zaznamenává index spotřebitelských cen k základnímu období s hodnotou 100 % za rok 2005. Rostoucí tendence je zřejmá. Například v roce 2014 stoupl index o 23 %.



Obrázek 3.10: Vývoj indexu spotřebitelských cen

3.2.4 Vývoz

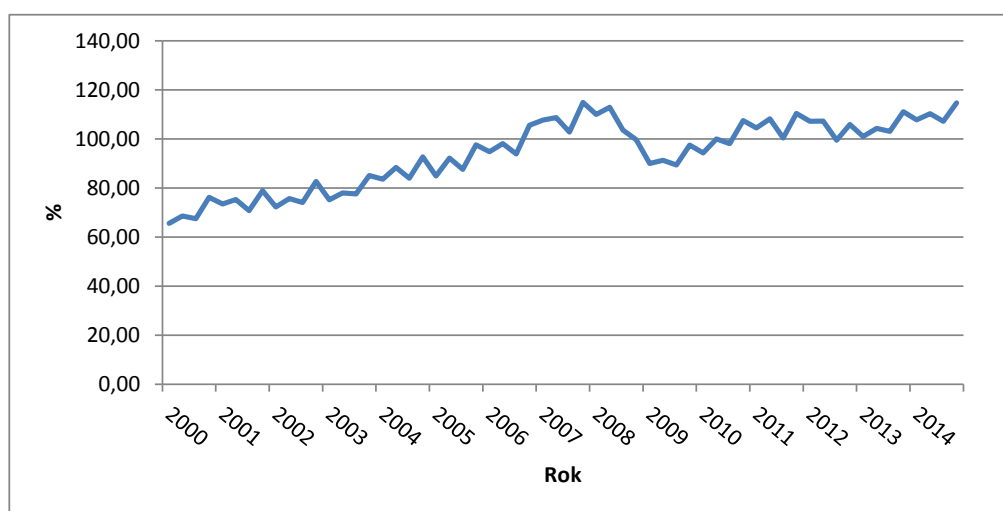
Podle metodiky ČSÚ je za vývoz zboží považováno fyzické překročení zboží přes hranice ČR do zahraničí, bez ohledu na to, jestli dochází k obchodu mezi českými a zahraničními subjekty. Důležité je zaznamenat informace o celkovém vývozu zboží bez ohledu na změnu vlastnictví, protože tyto údaje jsou mezinárodně srovnatelné.

Vývoj vývozu zboží v ČR je podle sezónně očištěných dat ČSÚ rostoucí. Zatím byl nejvyšší export zaznamenán ve 4. čtvrtletí roku 2014, který činil 935 441 mil. Kč.

3.2.5 Index průmyslové produkce

Základním ukazatelem statistiky průmyslu je index průmyslové produkce, který zahrnuje sekce CZ-NACE B, C, D (kromě skupiny 35.3). Při měření vývoje průmyslové produkce ČSÚ vychází z výpočtu měsíčního indexu průmyslové produkce, který je dále agregován na vyšší úrovni.

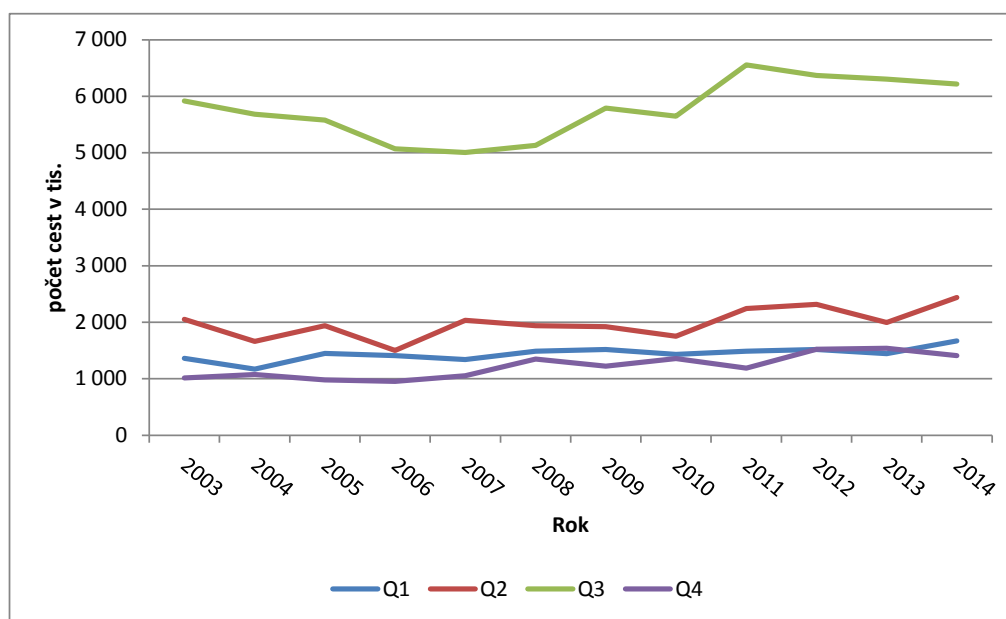
Z grafu 3.11, kde je jako základní rok zvolen rok 2010 ($IPP_{2010} = 100\%$), lze vyčíst především rostoucí charakter s mírným kolísáním.



Obrázek 3.11: Vývoj indexu průmyslové produkce

3.2.6 Cestovní ruch

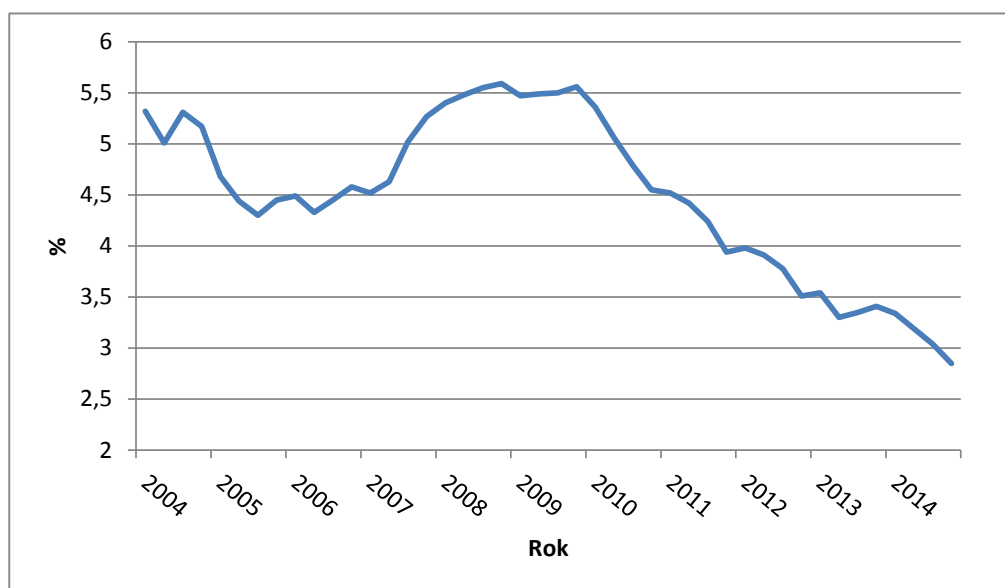
Cestovní ruch lze definovat různými způsoby. Tato část bude zaměřena na delší cesty (tj. 4 a více přenocování) v České republice i zahraničí. Počet cest je v jednotlivých čtvrtletích různorodý. Nejvíce lidé cestují ve 3. čtvrtletí v období letních prázdnin, nejméně pak na podzim. Vývoj v jednotlivých čtvrtletích je znázorněn v grafu 3.12. Vývoj cestování je značně kolísavý. V průběhu 2003–2014 lidé nejvíce cestovali ve 3. čtvrtletí roku 2011. Bylo zaznamenáno celkem 6 557 tis. cest. Ve stejném období roku 2014 bylo o 340 cest méně.



Obrázek 3.12: Vývoj cestovního ruchu

3.2.7 Úvěry na bydlení

Úvěr na bydlení je finanční produkt, který umožňuje lidem financovat bytové potřeby. Je vypočítán z dat České národní banky jako součet hypotečního úvěru a stavebního spoření. Ačkoliv je vývoj úvěrů značně kolísavý, má spíše klesající charakter, obzvláště v posledních letech. Procentuální vývoj úvěru na bydlení v čase je zobrazen v grafu 3.13.



Obrázek 3.13: Vývoj indexu průmyslové produkce

3.2.8 Párové korelační koeficienty

Pro makroekonomické modelování je důležité zvolit takové ukazatele, u kterých není vyzorována vzájemná závislost. Pokud by byla identifikována vysoká závislost mezi jednotlivými ukazateli, může to způsobit různé početní a statistické problémy (například nepřesnost odhadů regresních koeficientů).

Pro konkrétní ukazatele, uvedené v kapitole výše, lze již z dat pozorovat možnou závislost mezi ukazateli. Velmi podobný růst vykazuje především HDP a index spotřebitelských cen. Vzájemnou závislost lze ale zkoumat sofistikovanější metodou – pomocí párových korelačních koeficientů. Čím je vyšší absolutní hodnota koeficientů, tím je vyšší závislost mezi ukazateli.

Výsledné hodnoty párových korelačních koeficientů zobrazuje následující tabulka:

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7
x_1	1	-0.5548	-0.2574	-0.3278	-0.635	-0.0242	-0.1344
x_2	-0.5548	1	0.9161	0.8613	0.7498	0.0916	-0.3977
x_3	-0.2574	0.9161	1	0.8995	0.5985	0.1234	-0.5729
x_4	-0.3278	0.8613	0.8995	1	0.7779	0.1249	-0.7626
x_5	-0.635	0.7498	0.5985	0.7779	1	-0.1962	-0.4458
x_6	-0.0242	0.0916	0.1234	0.1249	-0.1962	1	-0.0984
x_7	-0.1344	-0.3977	-0.5729	-0.7626	-0.4458	-0.0984	1

Tabulka 3.1: Párové korelační koeficienty

, kde

- x_1 ... Nezaměstnanost
- x_2 ... HDP
- x_3 ... Index spotřebitelských cen
- x_4 ... Vývoz
- x_5 ... Index průmyslové produkce
- x_6 ... Cestovní ruch
- x_7 ... Úvěry na bydlení

Ukazatele x_2 , x_3 a x_4 vykazují mezi sebou vysokou závislost. Z toho důvodu má smysl zařadit do modelu pouze jeden z nich. Nejvhodnější je zvolit ukazatel x_3 , který má z těchto tří nejnižší závislost na ostatních makroekonomických ukazatelích.

3.2. Identifikace významných makroekonomických ukazatelů

	x_1	x_3	x_5	x_6	x_7
x_1	1	-0.2574	-0.635	-0.0242	-0.1344
x_3	-0.2574	1	0.5985	0.1234	-0.5729
x_5	-0.635	0.5985	1	-0.1962	-0.4458
x_6	-0.0242	0.1234	-0.1962	1	-0.0984
x_7	-0.1344	-0.5729	-0.4458	-0.0984	1

Tabulka 3.2: Párové korelační koeficienty po vyloučení nevýznamných ukazatelů

U ostatních ukazatelů vychází párový korelační koeficient podstatně nižší, a tak je možné je zahrnout do ekonometrického modelu jako nezávisle proměnné. Jedná se o tyto konkrétní makroekonomické ukazatele:

- nezaměstnanost,
- index spotřebitelských cen,
- index průmyslové produkce,
- cestovní ruch a
- úvěry na bydlení.

Vlastní ekonometrický model

Kapitola se zabývá modelováním průměrné mzdy v závislosti na makroekonomických faktorech, které byly zkoumány ve 3. kapitole. Hlavním cílem je vytvořit a verifikovat vlastní ekonometrický model pomocí programu Excel a softwaru GRETL, který bude následně využit pro krátkodobou prognózu vývoje průměrné mzdy.

První část se zaměřuje na vytvoření lineárního regresního modelu týkajícího se problematiky průměrných mezd v České republice. Druhá část sleduje obdobnou situaci pomocí simultánního modelu, ve kterém je přidána jako endogenní proměnná i evidenční počet zaměstnanců. Závěrem kapitoly je posouzení vhodnosti jednotlivých modelů k aplikaci.

4.1 Lineární regresní model

Pro tvorbu lineárního regresního modelu jsem zvolila průměrnou mzdu v závislosti na nezaměstnanosti, inflaci, indexu průmyslových cen, cestovním ruchu a úvěrech na bydlení. Vhodnost těchto makroekonomických ukazatelů byla zkoumána již v kapitole 3.2.8.

Hlavní endogenní proměnnou je tedy průměrná mzda. Mezi exogenní proměnné patří výše uvedené makroekonomické ukazatele. Jejich deklarace je znázorněna následovně:

y Průměrná hrubá nominální mzda [Kč]

x_1 Nezaměstnanost [počet osob v tis.]

x_2 Index spotřebitelských cen [%]

x_3 Index průmyslové produkce [%]

x_4 Cestovní ruch [počet cest v tis.]

x_5 Úvěry na bydlení [%]

Model teoreticky předpokládá, že v případě zvýšení indexu spotřebitelských cen či průmyslové produkce, vzroste i průměrná mzda. Pokud tento předpoklad platí, lze dle Phillipsovy křivky[26] soudit nepřímou závislost na nezaměstnanosti. Dalším předpokladem je přímá závislost na tuzemském i zahraničním cestovním ruchu. Posledním předpokladem je závislost na úvěrech na bydlení.

Závislost bude zkoumána čtvrtletně za desetileté období – od začátku roku 2004 do konce roku 2014. Zdrojem informací jsou především data Českého statistického úřadu, ale částečně je čerpáno také z dat Ministerstva práce a sociálních věcí a České národní banky. Podkladová data pro model jsou uvedena v příloze B.2.

4.1.1 Deskriptivní statistika

	y	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5
Střední hodnota	22 395	350.8	111.8	100.8	2 606	4.50
Medián	22 944	364	113.3	101.9	1 598	4.52
Minimum	16 231	220.1	97.6	83.6	954	2.85
Maximum	27 200	443.8	123.3	114.9	6 557	5.59
Variační rozpětí	10 969	223.7	25.7	31.3	5 603	2.74
Směr. odch	2 988	58.2	8.8	8.62	1 889	0.8
Variační koeficient	0.13	0.17	0.08	0.09	0.72	0.18
Šikmost	-0.42	-0.71	-0.24	-0.36	1.12	-0.36
Stand. špičatost	-0.88	-0.23	-1.34	-0.87	-0.5	-0.98

Tabulka 4.1: Deskriptivní statistika parametrů LRM

Průměrná hodnota vysvětlované proměnné za posledních 10 let činí 22 395 Kč. Prostřední hodnota je o trochu vyšší, což značí pomalý růst. Tento fakt potvrzuje i minimum a maximum. Minimum časové řady odpovídá její první hodnotě, naopak maximum hodnotě poslední, tedy 4. čtvrtletí roku 2014. Z toho vyplývá, že variační rozpětí časové řady vyjadřuje zároveň změnu průměrné mzdy posledního sledovaného období oproti prvnímu čtvrtletí roku 2004.

Směrodatná odchylka je mírou variability, která znázorňuje, jak moc jsou hodnoty vzdáleny od průměru. Čím je odchylka větší, tím je větší i vzdálenost od průměru. U vysvětlované proměnné je směrodatná odchylka 2 988 Kč.

Variační koeficient slouží k posouzení relativní míry rozptýlenosti dat vzhledem k průměru. V případě vysvětlované proměnné lze soudit, že směrodatná odchylka se z 13 % podílí na aritmetickém průměru.

Koeficient šikmosti udává jak moc je proměnná šikmá. Pokud je šikmost rovna nule, je rozdělení symetrické. U vysvětlované proměnné vychází koeficient záporný, což znamená, že se jedná o pravostrannou šikmost.

Špičatost zkoumá, zda je rozdělení špičaté či ploché. Šikmost vysvětlující proměnné, která vychází -0.88, značí, že rozdělení je plošší než normální rozdělení.

Údaje o vysvětlujících proměnných lze analogicky vyčíst z tabulky 4.1.

4.1.2 Kvantifikace modelu

Odhad parametrů byl proveden pomocí metody nejmenších čtverců. Výsledky jednotlivých odhadovaných parametrů, včetně konfidenčních intervalů, zobrazuje tabulka 4.2. Konfidenční intervaly byly sestaveny na hranici 5 % rizika, a tak odráží s 95 % pravděpodobností obor hodnot, ve kterém se parametr nachází. Celý výstup programu GRETL je zobrazen v příloze B.4.

	Odhad parametru	95% konf.interval	
a	-26 448	-39 673	-13 223
b	5.94	-3.54	15.41
c	296.21	246.24	346.19
d	107.43	29.45	185.40
e	-0.027	-0.220	0.166
f	637.77	15.83	1 259.7

Tabulka 4.2: Odhad parametrů LRM

Ekonometrický model vypadá následovně:

$$Y = -26448 + 5.94x_1 + 296.21x_2 + 107.43x_3 - 0.027x_4 + 637.77x_5 + \epsilon \quad (4.1)$$

4.1.3 Ekonomická verifikace modelu

Ekonomická verifikace slouží k určení směru a síly působení endogenních proměnných v modelu na proměnnou endogenní.

Dle odhadnutého ekonometrického modelu mohu soudit:

- Pokud se zvýší nezaměstnanost o 1 tis. osob, zvýší se průměrná mzda o 5.94 Kč.
- Pokud vzroste inflace o 1 %, zvýší se průměrná mzda o 296.21 Kč.
- Pokud se zvýší index průmyslové produkce o 1 %, průměrná mzda se zvýší o 107.43 Kč.
- Pokud bude cestovat o 1 000 osob více, průměrná mzda klesne o 0.027 Kč.
- Pokud se zvýší úvěry na bydlení o 1 %, průměrná mzda vzroste o 637.77 Kč.

K rozporu se stanovenými předpoklady dochází u nezaměstnanosti, kde byl předpokládán pokles průměrné mzdy při zvýšení nezaměstnanosti. Další

rozpor nastává u cestovního ruchu. Při jeho zvýšení, průměrná mzda klesne o 0.027 Kč. Částky, o které se průměrná mzda změní však nejsou tak významné, tudíž by nemusely příliš model ovlivnit. Jejich pozitivní či negativní vliv bude zkoumán v další části kapitoly pomocí testu významnosti parametrů a testu přidávání parametrů do modelu.

Ostatní parametry se shodují se stanovenými předpoklady.

4.1.4 Statistická verifikace modelu

Intenzita závislosti

Hodnoty intenzity závislosti jsou znázorněny v následující tabulce:

Absolutní odchylka reziduí	743.01
Směrodatná odchylka reziduí	929.41
Korelační koeficient	0.9492
Koeficient determinace	0.9010

Tabulka 4.3: Intenzita závislosti – LRM

Koeficient determinace udává, že změny vysvětlované proměnné v modelu jsou z 90.1 % vysvětleny změnami vysvětlujících proměnných.

RESET test

RESET test se v LRM využívá pro testování specifikace modelu. Hypotéza je stanovena následovně:

H_0 : Model je správně specifikovaný.

H_1 : Model není správně specifikovaný.

Pro testování jsem využila Ramseysův test. Výstup je zobrazen v programu GRETL:

<p><i>Test RESET pro specifikaci</i> <i>Testovací statistika: $F = 1.286496$,</i> <i>s p-hodnotou = $P(F(2.36) > 1.2865) = 0.289$</i></p>
--

Pokud je p-hodnota nižší než hladina významnosti, je nulová hypotéza zamítnuta. V tomto případě na hladině významnosti 5 % nulovou hypotézu nezamítám. Model je tedy správně specifikovaný.

Test významnosti modelu

Test významnosti modelu byl zkoumán pomocí analýzy rozptylu.

H_0 : Model je statisticky nevýznamný.

H_1 : Model je statisticky významný.

Výstup z programu GRETL:

	<i>Součet čtverců</i>	<i>df</i>	<i>Střední kvadrát</i>
<i>Regrese</i>	$3.45953e+008$	5	$6.91906e+007$
<i>Reziduum</i>	$3.80074e+007$	38	$1.00019e+006$
<i>Úplné</i>	$3.8396e+008$	43	$8.92931e+006$

$R^2 = 3.45953e+008 / 3.8396e+008 = 0.901012$
 $F(5, 38) = 6.91906e+007 / 1.00019e+006 = 69.1772$

[*p-hodnota* $4.87e - 018$]

Podle F statistiky vyšla p-hodnota menší než hladina významnosti alfa, proto mohu nulovou hypotézu o nevýznamnosti modelu zamítnout. Model jako celek je statistický významný.

Test nonlinearity

Test nonlinearity slouží k testování linearity modelu.

H_0 : Vztah mezi proměnnými je lineární.

H_1 : Vztah mezi proměnnými není lineární.

Výstup z programu GRETL:

<p> <i>Testovací statistika: $TR^2 = 12.97$,</i> <i>s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(5) > 12.97) = 0.0114232$</i> </p>
--

Jelikož p-hodnota testu vyšla větší než hladina významnosti 1%, nezamítám nulovou hypotézu. Vztah mezi proměnnými v modelu je lineární.

Test významnosti odhadnutých parametrů

Významnost odhadnutých parametrů lze zkoumat pomocí t-testu.

H_0 : Parametr je statisticky významný.

H_1 : Parametr není statisticky významný.

Pokud je testovaná hodnota vyšší než hodnota tabulková, nezamítám nulovou hypotézu o statistické významnosti parametru.

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5
Směr.chyba	4.6807	24.6856	38.5162	0.0953	307.2240
t-hodnota	1.2688	11.9994	2.7891	-0.2839	2.0759
t-tab ($\alpha = 0.05$)	2.0244	2.0244	2.0244	2.0244	2.0244
stat.významný?	N	V	V	N	V

Tabulka 4.4: Test významnosti odhadnutých parametrů – LRM

Z tabulky 4.4 mohu soudit, že pro parametry x_2 , x_3 a x_5 nezamítám nulovou hypotézu. Jsou statisticky významné. Naopak statisticky nevýznamné se jeví parametry x_1 a x_4 . Jsou to stejné parametry jako ty, u kterých vznikl při ekonomické verifikaci rozpor se stanovenými předpoklady. Jejich vhodnost v modelu bude zkoumána pomocí testu vhodnosti přidání parametru, který rozhodne o jejich ponechání či vyřazení z modelu.

Test vhodnosti přidání dalšího parametru

Jako statisticky nevýznamný vyšly koeficienty x_1 a x_4 . Z toho důvodu budu zkoumat, jestli je vhodné je přidat do modelu k x_2 , x_3 a x_5 či nikoliv.

H_0 : Zařazení parametru přispělo k lepšímu vyrovnání údajů.

H_1 : Zařazení parametru nepřispělo k lepšímu vyrovnání údajů.

Nejdříve otestuji přidání parametru k modelu s nezávislými proměnnými x_2 , x_3 a x_5 :

x_1			x_4		
F_{test}	<	F_{krit}	F_{test}	<	F_{krit}
0.967	<	1.697	1.006	<	1.697

Tabulka 4.5: Test vhodnosti přidání čtvrtého parametru – LRM

Přidání jak x_1 , tak x_4 nepřispělo k lepšímu vyrovnání údajů. To ovšem neznamená, že lepšímu vyrovnání nepřispěje ani kombinace těchto parametrů. Proto otestuji přidání parametru x_1 k modelu s nezávislými proměnnými x_2 , x_3 , x_4 a x_5 a přidání parametru x_4 k modelu s nezávislými proměnnými x_1 , x_2 , x_3 a x_5 :

x_1			x_4		
F_{test}	<	F_{krit}	F_{test}	<	F_{krit}
2.024	<	1.709	2.105	<	1.709

Tabulka 4.6: Test vhodnosti přidání pátého parametru – LRM

Testovaná hodnota vyšla vyšší než hodnota tabulková, tudíž nezamítám nulovou hypotézu. Přidání parametrů jak x_1 , tak x_4 přispělo k lepšímu vyrovnání údajů. Zároveň přidání obou parametrů nepatrně přispělo ke zvýšení koeficientu determinace:

	3 parametry	5 parametrů
Koeficient determinace	0.8948	0.9010

Tabulka 4.7: Test vhodnosti přidání parametru – LRM

Změny vysvětlované proměnné v modelu jsou z 89.5% vysvětleny změnami vysvětlujících proměnných x_2 , x_3 a x_5 . Pro model se všemi parametry se koeficient determinace zvýší na 90.1%. Proto parametry x_1 , a x_4 v modelu ponechám.

4.1.5 Ekonometrická verifikace modelu

Test multikolinearity

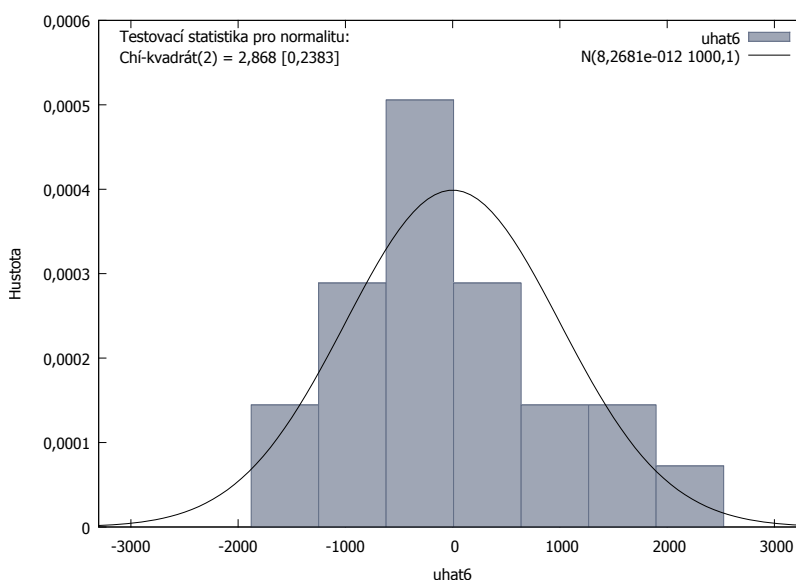
Multikolinearita nezávislých proměnných byla otestována již před vytvořením modelu v kapitole 3.2.8. Korelační matice je přijatelná, a proto mohu potvrdit, že nezávislé proměnné jsou navzájem lineárně nezávislé.

Test normality reziduí

Normalitu reziduí lze odvodit již z průběhu grafu předpokládaného normálního rozdělení v porovnání se skutečným rozdělení reziduí.

H_0 : Rezidua mají normální rozdělení

H_1 : Rezidua nemají normální rozdělení.



Obrázek 4.1: Test normality reziduí – LRM

Z grafu 4.1, vykresleným pomocí programu GRETl, lze předpokládat normální rozdělení. Tento předpoklad potvrzuje i níže uvedený test.

*Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát(2) = 2.868 s p-hodnotou 0.23833*

Vypočtená p-hodnota je vyšší než hladina významnosti 5%, proto nezamítám nulovou hypotézu o normalitě reziduí.

Test homoskedasticity

Pro test homoskedasticity bude využit Whiteův test a Breusch-Paganův test.

H_0 : Náhodná složka je homoskedastická.

H_1 : Náhodná složka je heteroskedastická.

Výstup z programu GRETL pro Whiteův test:

*Testovací statistika: $TR^2 = 29.479904$,
s p -hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(20) > 29.479904) = 0.078731$*

Výstup z programu GRETL pro Breusch-Paganův test:

*Testovací statistika: $LM = 9.696778$,
s p -hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(5) > 9.696778) = 0.084297$*

Vypočtené p -hodnoty obou testů jsou vyšší než hladina významnosti 5 %. Nulovou hypotézu o homoskedasticitě náhodné složky tedy nezamítám.

Test autokorelace

Pro testování autokorelace bude využit Durbin-Watsonův test a Breusch-Godfreyův test, které zkoumají autokorelaci prvního řádu.

H_0 : Hodnoty náhodných složek jsou nezávislé.

H_1 : Hodnoty náhodných složek jsou závislé.

Vypočtenou hodnotu Durbin-Watsonova testu porovnáme s tabulkovou hodnotou:

T_{test}	d_D	d_H
2.000834	1.27692	1.77772

Tabulka 4.8: Durbin-Watsonův test – LRM

Testovaná hodnota leží v intervalu $\langle 2; 4 - d_H \rangle$, což poukazuje na statisticky nevýznamnou negativní autokorelaci. Mohu tedy přijmout nulovou hypotézu.

Pro ověření provedu také Breusch-Godfreyův test pomocí programu GRETL:

*Testovací statistika: $LMF = 0.083548$,
s p -hodnotou $= P(F(1,37) > 0.0835481) = 0.774$*

*Alternativní statistika: $TR^2 = 0.099131$,
s p -hodnotou $= P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0.0991307) = 0.753$*

*Ljung-Box $Q' = 0.0785703$,
s p -hodnotou $= P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0.0785703) = 0.779$*

Vypočtené p -hodnoty testu jsou větší než hladina významnosti 5%. Nullovou hypotézu nezamítám. Není přítomna autokorelace 1. řádu.

4.2 Model simultánních rovnic

Pro tvorbu simultánního modelu jsem do modelu přidala další endogenní proměnnou – evidenční počet zaměstnanců. Předmětem zkoumání je závislost průměrné mzdy v závislosti na nezaměstnanosti, inflaci, indexu průmyslových cen, úvěrech na bydlení a evidenčním počtu zaměstnanců. Dále se model zabývá sledováním závislosti evidenčního počtu zaměstnanců na průměrné mzdě, nezaměstnanosti, indexu průmyslových cen, cestovním ruchem a úvěrech na bydlení.

Model tedy bude obsahovat dvě endogenní proměnné a pět proměnných exogenních. Jejich deklarace je znázorněna následovně:

y_1 Průměrná hrubá nominální mzda [Kč]

y_2 Evidenční počet zaměstnanců [počet osob v tis.]

x_1 Nezaměstnanost [počet osob v tis.]

x_2 Index spotřebitelských cen [%]

x_3 Index průmyslové produkce [%]

x_4 Cestovní ruch [počet cest v tis.]

x_5 Úvěry na bydlení [%]

Model teoreticky předpokládá, že v případě zvýšení indexu spotřebitelských cen či průmyslové produkce, vzroste i průměrná mzda. Pokud tento předpoklad platí, lze dle Phillipsovy křivky[26] soudit nepřímou závislost na nezaměstnanosti. Dalším předpokladem je přímá závislost průměrné mzdy na úvěrech na bydlení a evidenčním počtu zaměstnanců.

Dále model teoreticky předpokládá, že v případě snížení nezaměstnanosti se zvýší evidenční počet zaměstnanců. Zvýšením průměrné mzdy, indexu průmyslových cen, cestovního ruchu a úvěrů na bydlení se evidenční počet zaměstnanců zvýší.

Závislost bude zkoumána čtvrtletně za desetileté období – od začátku roku 2004 do konce roku 2014. Zdrojem informací jsou především data Českého statistického úřadu, ale částečně je čerpáno také z dat Ministerstva práce a sociálních věcí a České národní banky. Podkladová data pro model jsou uvedena v příloze B.3.

4.2.1 Deskriptivní statistika

Popisné charakteristiky jednotlivých proměnných jsou popsány v tabulce 4.9. Bližší popis jednotlivých charakteristik je uveden v kapitole 4.1.1.

	y_1	y_1	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5
Střední hodnota	22 395	3 851	350.8	111.8	100.8	2 606	4.50
Medián	22 944	3 806	364	113.3	101.9	1 598	4.52
Minimum	16 231	3 704	220.1	97.6	83.6	954	2.85
Maximum	27 200	4 058	443.8	123.3	114.9	6 557	5.59
Variační rozpětí	10 969	354	223.7	25.7	31.3	5 603	2.74
Směr. odch	2 988	105.57	58.2	8.8	8.62	1 889	0.8
Variační koeficient	0.13	0.027	0.17	0.08	0.09	0.72	0.18
Šikmost	-0.42	0.58	-0.71	-0.24	-0.36	1.12	-0.36
Stand. špičatost	-0.88	-0.94	-0.23	-1.34	-0.87	-0.5	-0.98

Tabulka 4.9: Deskriptivní statistika parametrů MSR

4.2.2 Identifikace modelu

Jelikož se v modelu nacházejí vzájemné vazby mezi endogenními proměnnými, musím ověřit, zda je model vhodný k dalším výpočtům. Každý model musí vyhovovat podmínce identifikovatelnosti, která je dána vztahem:

$$k^{**} \geq g_{\Delta} - 1 \quad (4.2)$$

, kde

k^{**} je počet exogenních proměnných nezahrnutých v rovnici a g_{Δ} je počet všech endogenních proměnných zahrnutých v rovnici.

Výpočty jsou zahrnuty v tabulce:

	k^{**}	$g - 1$	Porovnání	Výsledek
1. rovnice	1	$2 - 1 = 1$	$1 = 1$	je přesně identifikovaná
2. rovnice	1	$2 - 1 = 1$	$1 = 1$	je přesně identifikovaná

Tabulka 4.10: Identifikace MSR

Obě rovnice jsou přesně identifikované, a proto mohu vytvořit odhad parametru pomocí dvoustupňové metody nejmenších čtverců.

4.2.3 Kvantifikace modelu

Odhad parametrů byl proveden pomocí dvoustupňové metody nejmenších čtverců. Výsledky jednotlivých odhadovaných parametrů, včetně konfidenčních intervalů, zobrazují tabulky 4.11 a 4.12. Konfidenční intervaly byly sestaveny na hranici 5% rizika, a tak odráží s 95% pravděpodobností obor hodnot, ve kterém se parametr nachází. Celý výstup programu GRETL je zobrazen v příloze B.5 a B.6.

Odhad parametrů první rovnice:

	Odhad parametru	95% konf.interval	
a	15 431	-302 328	333 190
b	-7.94	-67.01	51.14
c	-4.35	-85.50	76.80
d	216.17	-369.72	802.05
e	117.97	39.53	196.42
f	663.98	50.39	1 277.57

Tabulka 4.11: Odhad parametrů MSR – 1. rovnice

Odhad parametrů druhé rovnice:

	Odhad parametru	95% konf.interval	
a	4 376	3 754	4 998
b	-0.034	-0.042	-0.026
c	-1.094	-1.560	-0.629
d	4.986	0.808	9.164
e	0.0025	-0.0069	0.0118
f	25	-4.2	54.3

Tabulka 4.12: Odhad parametrů MSR – 2. rovnice

Ekonometrický model vypadá následovně:

$$Y_1 = 15431 - 7.94y_2 - 4.35x_1 + 216.17x_2 + 117.97x_3 + 663.98x_5 + \epsilon \quad (4.3)$$

$$Y_2 = 4376 - 0.034y_1 - 1.094x_1 + 4.986x_3 + 0.0025x_4 + 25x_5 + \epsilon \quad (4.4)$$

4.2.4 Ekonomická verifikace modelu

Ekonomická verifikace slouží k určení směru a síly působení endogenních proměnných v modelu na proměnnou endogenní.

Dle odhadnutého ekonometrického modelu mohu soudit:

- Pokud se zvýší evidenční počet zaměstnanců o 1 tis. osob, sníží se průměrná mzda o 7.94 Kč.
- Pokud se zvýší průměrná mzda o 1 Kč, sníží se evidenční počet zaměstnanců o 340 osob.
- Pokud se zvýší nezaměstnanost o 1 tis osob, sníží se průměrná mzda o 4.35 Kč a evidenční počet zaměstnanců o 1 094 osob.
- Pokud vzroste inflace o 1 %, zvýší se průměrná mzda o 216.17 Kč.
- Pokud se zvýší index průmyslové produkce o 1 %, zvýší se průměrná mzda o 117.97 Kč a evidenční počet zaměstnanců o 4 986 osob.
- Pokud bude cestovat o 1000 osob více, zvýší se evidenční počet zaměstnanců o 2-3 lidi.
- Pokud se zvýší úvěry na bydlení o 1 %, průměrná mzda vzroste o 663.98 Kč a evidenční počet zaměstnanců vzroste o 25 tis. osob.

K rozporu se stanovenými předpoklady dochází u endogenních proměnných, kde byla předpokládána přímá úměra. To může být způsobeno tím, že spíše přijdou o práci lidé s nižším platem, a tím se tak uměle navýší celorepubliková průměrná mzda. Částky, o které se sníží průměrná mzda či evidenční počet zaměstnanců však nejsou tak vysoké, tudíž by nemusely příliš model ovlivnit.

Ostatní parametry se shodují se stanovenými předpoklady.

4.2.5 Statistická verifikace modelu

Hodnoty intenzity závislosti jsou znázorněny v následující tabulce:

	1. rovnice	2. rovnice
Směrodatná odchylka reziduí	1 002	46.78
Absolutní odchylka reziduí	812.33	36.41
Koeficient determinace	0.8851	0.8109

Tabulka 4.13: Intenzita závislosti – MSR

Koeficient determinace udává, že změny vysvětlované proměnné 1. rovnice v modelu jsou z 88.5 % vysvětleny změnami vysvětlujících proměnných. Změny vysvětlované proměnné 2. rovnice v modelu jsou z 81.1 % vysvětleny změnami vysvětlujících proměnných.

4.2.6 Ekonometrická verifikace modelu

Test multikolinearity

Multikolinearita nezávislých proměnných byla otestována již před vytvořením modelu v kapitole 3.2.8. Korelační matice je přijatelná, a proto mohu potvrdit, že nezávislé proměnné jsou navzájem lineárně nezávislé.

Test normality reziduí

Rezidua by měla mít normální rozdělení. Pro test byly stanoveny hypotézy:

H_0 : Rezidua mají normální rozdělení

H_1 : Rezidua nemají normální rozdělení.

Test pro 1. rovnici:

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 $\chi^2(2) = 3.419$ s p -hodnotou 0.18094

Vypočtená p -hodnota je vyšší než hladina významnosti 5 %, proto nezamítám nulovou hypotézu o normalitě reziduí.

Test pro 2. rovnici:

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 $\chi^2(2) = 2.513$ s p -hodnotou 0.28468

Vypočtená p -hodnota je vyšší než hladina významnosti 5 %, proto nezamítám nulovou hypotézu o normalitě reziduí.

Test homoskedasticity

Pro test homoskedasticity bude využit Pesaran-Taylorův test.

H_0 : Náhodná složka je homoskedastická.

H_1 : Náhodná složka je heteroskedastická.

Výstup z programu GRETL pro 1. rovnici:

*Testovací statistika: $HET_1 = |0.001142| / 0.001626 = 0.702268$,
s p-hodnotou = $2 * P(z > 0.702268) = 0.483$*

Vypočtená p-hodnoty testu je vyšší než hladina významnosti 5 %. Nulovou hypotézu o homoskedasticitě náhodné složky tedy nezamítám.

Výstup z programu GRETL pro 2. rovnici:

*Testovací statistika: $HET_1 = |-0.000139| / 0.000673 = 0.206333$,
s p-hodnotou = $2 * P(z > 0.206333) = 0.837$*

Vypočtená p-hodnoty testu je vyšší než hladina významnosti 5 %. Nulovou hypotézu o homoskedasticitě náhodné složky tedy nezamítám.

Test autokorelace

Pro testování autokorelace bude využit Godfreyův test, který zkoumá autokorelaci prvního řádu.

H_0 : Hodnoty náhodných složek jsou nezávislé.

H_1 : Hodnoty náhodných složek jsou závislé.

Výstup z programu GRETL pro 1. rovnici:

*Testovací statistika: $Pseudo-LMF = 0.023000$,
s p-hodnotou = $P(F(1,38) > 0.0229999) = 0.88$*

Vypočtená p-hodnoty testu je větší než hladina významnosti 5 %. Nulovou hypotézu nezamítám. Není přítomna autokorelace 1. řádu.

Výstup z programu GRETL pro 2. rovnici:

*Testovací statistika: $Pseudo-LMF = 1.205366$,
s p-hodnotou = $P(F(1,38) > 1.20537) = 0.279$*

Vypočtená p-hodnoty testu je větší než hladina významnosti 5 %. Nulovou hypotézu nezamítám. Není přítomna autokorelace 1. řádu.

4.3 Porovnání modelů

V této kapitole byly vytvořeny dva modely. První pomocí lineárního regresního modelu, druhý pomocí modelu simultánních rovnic. Po důkladné verifikaci modelů byly oba vyhodnoceny jako přijatelné a lze je použít pro aplikaci modelu. Výběr vhodnější varianty lze posoudit dle intenzit závislosti:

	LRM	MSR	
Rovnice	1. rovnice	1. rovnice	2. rovnice
Absolutní odchylka reziduí	743.01	1002.00	46.78
Směrodatná odchylka reziduí	929.41	812.33	36.41
Koeficient determinace	0.9010	0.8851	0.8109

Tabulka 4.14: Porovnání LRM a MSR

Koeficient determinace LRM udává, že změny vysvětlované proměnné v modelu jsou z 90.1 % vysvětleny změnami vysvětlujících proměnných. Pro model simultánních rovnic jsou koeficienty determinace nepatrně nižší. Z toho lze soudit, že ačkoliv pro oba modely jsou změny průměrné mzdy z více než 80 % vysvětleny změnami vysvětlujících proměnných, lineární regresní model tyto změny vysvětluje více, a je tedy vhodnější pro aplikaci modelu.

Prognóza průměrné mzdy

Tato kapitola se zabývá aplikací navrhnutého modelu. Pro aplikaci jsem zvolila zkoumání prognostických charakteristik modelu. První část se zabývá prognózou čtvrtletních údajů průměrné mzdy roku 2014 a zhodnocením kvality prognózy. Následně je sledován krátkodobý vývoj průměrné mzdy pro rok 2015.

5.1 Prognóza ex post

Pro provedení prognózy vývoje průměrné mzdy do budoucna je třeba zjistit kvalitu prognózy. Pro tento účel je využita metoda ex post, ve které porovnáme skutečně naměřené hodnoty s hodnotami předpovídanými.

Pro výpočet byl použit program GRET, jehož výstupem je tabulka 5.4, udávající bodový i 95% intervalový odhad průměrné mzdy pro rok 2014:

Pozorování	Skutečné	Předpověď	Dolní int.	Horní int.	Směr.chyba
2014:01	24 817	25 079	24 065	26 092	500
2014:02	25 492	25 079	24 064	26 094	501
2014:03	25 213	25 460	24 434	26 486	506
2014:04	27 200	27 168	26 108	28 228	523

Tabulka 5.1: Prognóza ex post

Předpověď pro první čtvrtletí roku 2014 je 25 079 Kč. Oproti skutečně naměřené hodnotě je předpověď vyšší o 262 Kč. Tento rozdíl je opravdu nepatrný, navíc obě hodnoty spadají do 95 % intervalového odhadu. Mohu

tedy soudit, že předpověď pro první čtvrtletí je přijatelná. Obdobně lze potvrdit přijatelnost i u dalších čtvrtletí. Tento fakt lze ověřit pomocí statistik vyhodnocující předpověď:

Střední procentuální chyba	-0.0506
Theilovo U	0.3156

Tabulka 5.2: Prognóza ex post

Střední procentuální chyba udává, že předpovídané hodnoty jsou oproti skutečnosti nepatrně podhodnoceny. Theilovo U-statistika je poměrně nízká, tudíž mohu soudit, že model je vhodný pro predikci průměrné mzdy na rok 2015.

5.2 Prognóza ex ante

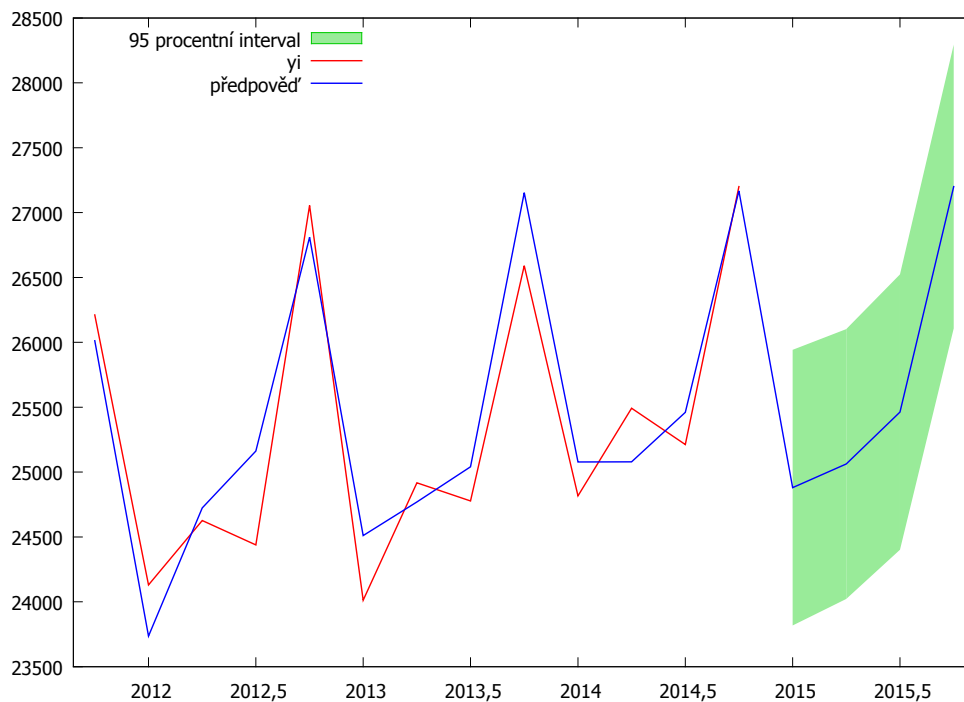
Pro prognózu ex ante je třeba nejdříve odhadnout všechny vysvětlující proměnné. Toho mohu docílit, pokud model obsahuje časově zpožděné proměnné, nebo pomocí předpokládaných budoucích hodnot vysvětlujících proměnných. Vzhledem k tomu, že již z grafu časových řad nebylo identifikováno zpoždění, které by bylo čtvrtletně významné, budu pracovat s předpokládanými hodnotami ČSÚ, MPSV a ČNB.

Pro rok 2015 je dle ČSÚ a MPSV předpokládáno, že průměrná mzda klesne meziročně o 6.8%. Inlace by měla vzrůst o 0.4% a index průmyslové produkce o 0.6%. Pro cestovní ruch je předpovídan meziroční růst o cca 1.2%. Podle ČNB je předpokládán pokles úvěrů na bydlení o 6.5%. Předběžné údaje jsou tedy vyčísleny oproti předchozímu roku následovně:

Rok	Čtvrtletí	y	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5
2015	Q1	?	333.5	123.5	108.44	1 690	3.12
2015	Q2	?	296.9	123.7	110.99	2 466	2.98
2015	Q3	?	291.4	123.8	107.85	6 292	2.84
2015	Q4	?	284.5	123.6	115.39	1 426	2.66

Tabulka 5.3: Data pro prognózu ex ante

Výpočet prognózy byl proveden v programu GRET, výstupem je následující graf:



Obrázek 5.1: Prognóza vývoje průměrné mzdy

Konkrétní hodnoty zobrazuje tabulka 5.4. V tabulce je zároveň zobrazen 95 % intervalový odhad průměrné mzdy a směrodatná chyba.

Pozorování	Skutečné	Předpověď	Dolní int.	Horní int.	Směr.chyba
2014:01	24 817	25 079	24 065	26 092	500
2014:02	25 492	25 079	24 064	26 094	501
2014:03	25 213	25 460	24 434	26 486	506
2014:04	27 200	27 168	26 108	28 228	523
2015:01		24 880	23 818	25 942	524
2015:02		25 062	24 023	26 102	513
2015:03		25 463	24 402	26 524	524
2015:04		27 201	26 107	28 294	540

Tabulka 5.4: Prognóza ex ante

Podle předpovídaných hodnot mohu konstatovat, že v celorepublikovém měřítku pokračuje trend růstu průměrných mezd. Pro první čtvrtletí roku 2015 by se měla mzda pohybovat v rozmezí 23 818 Kč a 25 942 Kč. Konkrétním předpokladem je částka 48 880 Kč. Pro druhé čtvrtletí by se měla částka o 182 Kč zvýšit. Ve třetím čtvrtletí by měla mzda vzrůst na 25 463 Kč. Nejvyšší částku bude průměrná mzda dosahovat v období Vánoc, kdy bývají nejvyšší prémie. Mzda by se měla zvýšit až na 27 201 Kč.

Z těchto údajů mohu soudit, že predikce průměrné mzdy dopadla velmi příznivě, tudíž vytvořený model je signifikantní. V roce 2015 mohu předpokládat mírný růst průměrné mzdy v České republice. Záleží však na vývoji celkové ekonomiky, jelikož může nastat významná změna, kterou nelze předem predikovat.

Závěr

Cílem mé diplomové práce bylo analyzovat vývoj průměrné hrubé mzdy v České republice za desetileté období. Nejdříve jsem popsala teoretická východiska zvoleného ukazatele a porovнала různé metodiky zjišťování výpočtu. Následně jsem provedla rozbor teoretických principů ekonometrických modelů, identifikovala signifikantní makroekonomické ukazatele, které ovlivňují úroveň mzdy a vytvořila vlastní ekonometrický model, který jsem podrobila verifikaci a použila ke krátkodobé prognóze vývoje průměrné mzdy.

V první kapitole jsem se nejdříve zabývala vysvětlením důležitých pojmů a rozlišením mzdových forem na fixní a variabilní část. V další části kapitoly jsem se věnovala porovnání metodik zjišťování průměrné mzdy. Objasnila jsem metodiku výpočtu průměrné mzdy Českým statistickým úřadem v porovnání s metodikou Ministerstva práce a sociálních věcí, který spravuje Informační systém o průměrném výdělku. I přesto, že v roce 2011 došlo k harmonizaci metodik, zůstávají mezi nimi stále specifické odlišnosti. Za zmínku stojí, že ISPV počítá pouze se zaměstnanci s plným úvazkem, kteří mají plně placenou pracovní dobu. ČSÚ oproti tomu zahrnuje do výpočtu i zaměstnance, kteří jsou dlouhodobě nemocní či mají neplacené volno.

V druhé kapitole jsem se věnovala teoretickým principům ekonometrických modelů. Na začátku jsem se zabývala rozlišením druhů proměnných, typů rovnic a modelů. Následně jsem identifikovala metodologický postup, který se při vytváření vlastního ekonometrického modelu využívá. Nejdříve se musí model formulovat, následně analyzovat získaná data, odhadnout parametry modelu, model následně verifikovat a aplikovat (v mém případě využít ke krátkodobé prognóze). Druhou část této kapitoly jsem věnovala teoretickým principům konkrétních ekonometrických modelů – lineárního regresního modelu a modelu simultánních rovnic. Závěr kapitoly patří veri-

fikaci modelu a popisu softwaru GRETU, který jsem využila jak pro odhad parametrů modelu, tak pro verifikaci a prognózu.

V praktické části jsem nejdříve analyzovala chronologický vývoj průměrné mzdy. Průměrná mzda v celorepublikovém měřítku nepřehlédnutelně stoupá. V roce 2014 činila 25 686 Kč. Avšak v jednotlivých skupinách podniků či zaměstnanců může být její vývoj značně kolísavý. Například v jednotlivých odvětvích jsou za desetileté období zaznamenány vysoké růsty i poklesy. Výrazný pokles průměrné mzdy nastal v odvětví ubytování, stravování a pohostinství. Oproti tomu nejvyšší vzestup zaznamenalo odvětví výroby a rozvodu elektřiny, plynu a tepla.

Rozdíly mezi jednotlivými skupinami lze sledovat i v průběhu jednoho roku. Velký vliv na mzdovou úroveň může mít například výběr profese či region, ve kterém zaměstnanec pracuje. V regionálním měřítku může být výše mezd ovlivněna odlišnou strukturou zaměstnanosti, stářím populace, vzděláním v jednotlivých regionech či přírodními podmínkami kraje. Nejvyšší průměrné mzdy vykazuje samozřejmě Praha a Středočeský kraj. Naopak nejnižší mzdy jsou v posledních letech v kraji Karlovarském.

Rozdíly mezd jsou znatelné i z hlediska pohlaví. Pokud porovnáme průměrnou mzdu žen a mužů, mohu soudit, že průměrná mzda ženy je cca o čtvrtinu menší. Z výsledků mého výzkumu lze odvodit, že pokud chceme, aby průměrná žena dosáhla stejného platu jako průměrný muž, musí mít o stupeň vyšší vzdělání než on. Obecně si lidé myslí, že tyto odlišnosti způsobuje diskriminace žen, avšak může to být způsobeno i jinými, často objektivními, důvody. Nižší mzdy u žen způsobují například vyšší četnost částečných úvazků a menší počet přesčasových hodin z důvodu péče o děti. Velkou roli hraje také výběr profese. Typicky ženská odvětví jsou například zdravotnictví či vzdělávání, která obecně vykazují nižší mzdy.

Pro tvorbu vlastního ekonometrického modelu bylo nutné nejdříve identifikovat makroekonomické ukazatele, na nichž by měla být průměrná mzda závislá. Zkoumala jsem nezaměstnanost, HDP, index spotřebitelských cen, export zboží, index průmyslové produkce, cestovní ruch a úvěry na bydlení. Pomocí párových korelačních koeficientů jsem zjistila, že existuje vysoká vzájemná závislost mezi HDP, indexem spotřebitelských cen a vývozem zboží. Z toho důvodu mělo smysl zařadit do modelu pouze jeden z nich. Zvolila jsem index spotřebitelských cen, jelikož má nejnižší závislost na ostatních makroekonomických ukazatelích.

Hlavní částí mé diplomové práce byla tvorba a interpretace vlastního ekonometrického modelu. Nejdříve jsem vytvořila lineární regresní model, u kterého jsem odhadla parametry pomocí softwaru GRETU, a následně model verifikovala. Obdobným postupem jsem vytvořila model simultánních rovnic. Po důkladné verifikaci jsem vyhodnotila oba modely jako přijatelné.

Jelikož u lineárního regresního modelu vyšel koeficient determinace vyšší než u modelu simultánních rovnic, mohu soudit, že pro aplikace modelu je vhodnější lineární regresní model. Zároveň mohu konstatovat, že změny vysvětlované proměnné jsou vysvětleny z 90.1 % změnami vysvětlujících proměnných.

Signifikantní ekonometrický model jsem využila pro aplikaci. Nejdříve jsem odhadla předpověď hodnot metodou ex post pro rok 2014. Tyto hodnoty jsem porovnávala se skutečnými hodnotami Českého statistického úřadu. Rozdíly v hodnotách jsou nepatrné, což potvrdila i Theilovo U-statistika. Tím jsem ověřila vhodnost modelu k predikci.

Nejdůležitější částí diplomové práce byla krátkodobá prognóza průměrné mzdy do budoucna. Pro předpověď je důležité znát budoucí hodnoty nezávislých proměnných. Jelikož nebyly jednotlivé proměnné vyhodnoceny jako časově zpožděné, musela jsem pracovat s předpokládanými hodnotami. Ty jsem určila podle předpokladů Českého statistického úřadu, Ministerstva práce a sociálních věcí a České národní banky. Následně jsem v programu GRETL spočetla čtvrtletní předpokládané hodnoty průměrné mzdy pro rok 2015. Jelikož se česká ekonomika neustále vyvíjí, nemá smysl vytvářet dlouhodobé předpovědi. Údaje by byly značně zkreslené.

Podle vytvořené předpovědi mohu konstatovat, že mzda je ovlivněna řadou dalších makroekonomických ukazatelů a v celorepublikovém měřítku bude i nadále pokračovat trend mírného růstu průměrných mezd. V prvním čtvrtletí se průměrné mzdy budou pohybovat okolo 24 880 Kč. Během druhého čtvrtletí kolem 25 062 Kč. Ve třetím čtvrtletí by měly průměrné mzdy stoupnout na 25 463 Kč. Nejvyšších mezd by mělo být dosaženo v posledním čtvrtletí, v období vánočních prémie. Tehdy by měla průměrná mzda v České republice dosahovat až 27 201 Kč. Skutečný vývoj však může být ovlivněn vývojem celkové ekonomiky, která je modelově nepredikovatelná. Může nastat významná změna, kterou nelze předem odhadovat.

Literatura

- [1] HUŠEK, Roman. Ekonometrická analýza. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2007, 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- [2] HANČLOVÁ, Jana. Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2012, 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1.
- [3] KAŇOK, Miloš. Statistické metody v managementu. Vyd. 1. Praha: Vydavatelství ČVUT, 2002, 242 s. ISBN 80-010-2539-X.
- [4] TVRDOŇ, Jiří. Ekonometrie. Vyd. 5. Praha: ČZU PEF Praha ve vydavatelství Credit, 2001, 225 s. ISBN 978-80-213-0819-02007.
- [5] ČECHURA, Lukáš. Cvičení z ekonometrie. Vyd. 3. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta, 2013, 90 s. ISBN 978-80-213-2405-3.
- [6] HUŠEK, Roman. Aplikovaná ekonometrie: Teorie a praxe. 1.vyd. Praha: Professional Publishing, 2003, 263 s. ISBN 80-864-1929-0.
- [7] KRKOŠKOVÁ, Šárka, Adéla RÁČKOVÁ a Jan ZOUHAR. Základy ekonometrie v příkladech. 2., přeprac. vyd. Praha: Oeconomica, 2010, 276 s. ISBN 978-80-245-1708-7.
- [8] WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Introductory econometrics: a modern approach. 5th ed. Mason, OH: South-Western Cengage Learning, 2013, xxv, 881 p. ISBN 978-111-1531-041.
- [9] GREENE, William H. Econometric Analysis. Addison Wesley, 2011. ISBN 978-0131395381.

- [10] JÍLEK, Jaroslav a Jiřina MORAVOVÁ. Ekonomické a sociální indikátory: od statistik k poznatkům. Vyd. 1. Praha: Futura, 2007, 246 s. ISBN 978-80-86844-29-9.
- [11] VLČEK, Josef. Ekonomie a ekonomika. 4., zcela přeprac. vyd. Praha: Wolters Kluwer Česká republika, 2009, 515 s. ISBN 978-80-7357-478-9.
- [12] RISTVEJ, Jozef a Katarína KAMPOVÁ. Ekonometria pre manažérov: návody na cvičenia. Žilina: Žilinská univerzita v Žiline, 2009. ISBN 978-80-554-0107-2.
- [13] Iostat: Interaktivní učebnice statistiky [online]. 2000 [cit. 2014-10-14]. Dostupné z: <<http://iostat.vse.cz/>>.
- [14] SEKNIČKOVÁ, Jana. Ekonometrie: přednášky z ekonometrie [online]. 2006 [cit. 2014-10-14]. Dostupné z: <<http://jana.kalcev.cz/vyuka/index.php?Akce=PredmetP&ID=5>>.
- [15] FIRTOVÁ, Lenka. Pokročilá ekonometrie [online]. 2014 [cit. 2014-10-18]. Dostupné z: <<http://jakplavejak.cz/node/18>>.
- [16] Informační systém o průměrném výdělku [online]. 2014 [cit. 2014-11-02]. Dostupné z: <<http://www.ispv.cz/>>.
- [17] Ministerstvo práce a sociálních věcí [online]. 2014 [cit. 2014-11-02]. Dostupné z: <<http://www.mpsv.cz/>>.
- [18] Český statistický úřad [online]. 2014 [cit. 2014-11-02]. Dostupné z: <<http://www.czso.cz/>>.
- [19] CZ-NACE: Klasifikace ekonomických činností [online]. 2014 [cit. 2014-11-05]. Dostupné z: <<http://www.nace.cz/>>.
- [20] LITSCHMANNOVÁ, Martina. Úvod do statistiky [online]. [cit. 2014-11-23]. Dostupné z: <<http://mi21.vsb.cz/modul/uvod-do-statistiky>>.
- [21] OTIPKA, P. , ŠMAJSTRLA, V. Pravděpodobnost a statistika [online]. 2006, 2008 [cit. 2014-11-23]. Dostupné z: <<http://homen.vsb.cz/~oti73/cdpast1/>>.
- [22] NEUBAUER, Jiří. Statistika II - ekonometrie [online]. 2014 [cit. 2014-11-30]. Dostupné z: <<http://k101.unob.cz/~neubauer/ekonometrie.html>>.

-
- [23] Trendy ekonomiky a managementu [online]. [cit. 2014-12-02]. Dostupné z: <https://dspace.vutbr.cz/bitstream/handle/11012/19602/09_01.pdf?sequence=1>.
- [24] GRETL [online]. 2014 [cit. 2014-12-01]. Dostupné z: <<http://gretl.sourceforge.net/>>.
- [25] BIL, J., NĚMEC, D., POSPIŠ, M. GRETL: Uživatelská příručka [online]. 2014 [cit. 2014-12-04]. Dostupné z: <http://www.thunova.cz/wp-content/uploads/CZU/Manual_gretl.pdf>.
- [26] Phillips Curve [online]. 2008 [cit. 2015-01-24]. Dostupné z: <<http://www.econlib.org/library/Enc/PhillipsCurve.html>>.

Seznam použitých zkratk

ČR Česká republika

MPSV Ministerstvo práce a sociálních věcí

ISPV Informační systém o průměrném výdělku

ČSÚ Český statistický úřad

ČNB Česká národní banka

ISA Informační systém o uplatnění absolventů

NSP Národní soustava povolání

NSK Národní soustava kvalifikací

RSCP Regionální statistika ceny práce

RES Registr ekonomických subjektů

ARIS Automatizovaný rozpočtový informační systém

OKEČ Odvětvová klasifikace ekonomických činností

CZ-NACE Klasifikace ekonomických činností

LRM Lineární regresní model

MNČ Metoda nejmenších čtverců

MSR Model simultánních rovnic

M2NČ Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců

Podkladová data

Rok	Q	y	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7
2004	Q1	16 231	443.8	742 692	97.6	382 386	83.60	1 168	5.32
2004	Q2	17 223	419.1	745 818	98.1	441 068	88.43	1 659	5.01
2004	Q3	17 190	420.4	766 714	98.4	444 142	84.04	5 682	5.31
2004	Q4	19 183	420.2	797 846	98.4	449 860	92.72	1 073	5.17
2005	Q1	17 067	429.1	802 024	99.2	437 524	84.93	1 446	4.68
2005	Q2	18 112	402.1	804 417	99.6	452 837	92.17	1 940	4.44
2005	Q3	18 203	404.6	812 782	100.2	479 491	87.64	5 577	4.3
2005	Q4	19 963	404.8	836 209	100.7	495 690	97.62	978	4.45
2006	Q1	18 270	414.1	850 149	102.0	505 232	94.78	1 411	4.49
2006	Q2	19 300	366.8	866 390	102.5	520 625	98.16	1 500	4.33
2006	Q3	19 305	365.0	888 241	103.2	542 952	93.90	5 068	4.45
2006	Q4	21 269	339.3	905 810	102.2	580 325	105.64	954	4.58
2007	Q1	19 687	311.2	942 844	103.6	601 464	107.76	1 338	4.52
2007	Q2	20 740	274.6	944 655	105.0	608 294	108.75	2 036	4.63
2007	Q3	20 721	266.7	967 447	105.9	636 489	102.83	5 006	5.02
2007	Q4	22 641	252.8	980 069	107.2	638 697	114.91	1 053	5.27
2008	Q1	21 632	244.5	992 626	111.3	657 999	110.02	1 489	5.4
2008	Q2	22 246	220.1	1 006 200	112.1	639 577	112.95	1 939	5.48
2008	Q3	22 181	223.9	1 016 833	112.9	606 917	103.64	5 130	5.55
2008	Q4	24 309	230.7	996 489	112.2	566 926	99.76	1 348	5.59
2009	Q1	22 108	302.8	994 802	113.6	525 579	90.04	1 517	5.47
2009	Q2	22 796	333.9	975 203	113.7	523 172	91.28	1 923	5.49
2009	Q3	23 091	387.0	971 304	113.0	542 906	89.44	5 793	5.5
2009	Q4	25 418	385.0	983 340	112.7	554 039	97.47	1 221	5.56
2010	Q1	22 738	422.7	979 099	114.4	583 524	94.31	1 431	5.36
2010	Q2	23 504	374.7	988 889	115.1	616 773	100.03	1 754	5.06
2010	Q3	23 600	374.2	991 940	115.2	656 557	98.09	5 648	4.79
2010	Q4	25 591	363.0	990 679	115.0	671 590	107.57	1 355	4.55
2011	Q1	23 372	372.9	997 433	116.4	696 028	104.53	1 487	4.52
2011	Q2	24 116	351.4	1 003 136	117.1	706 087	108.23	2 245	4.42
2011	Q3	24 107	342.7	1 007 561	117.2	723 292	100.39	6 557	4.24
2011	Q4	26 211	335.3	1 011 584	117.8	747 964	110.41	1 186	3.94
2012	Q1	24 131	369.2	1 016 399	120.7	778 962	107.27	1 517	3.98
2012	Q2	24 627	350.9	1 012 610	121.1	766 116	107.34	2 318	3.91
2012	Q3	24 439	367.9	1 008 850	121.1	778 977	99.51	6 367	3.78
2012	Q4	27 055	379.5	1 010 262	121.1	754 375	105.89	1 524	3.51
2013	Q1	24 013	392.8	1 010 019	122.8	756 636	100.98	1 443	3.54
2013	Q2	24 917	358.0	1 013 345	123.0	777 716	104.34	1 997	3.3
2013	Q3	24 778	369.6	1 019 938	122.6	801 832	103.17	6 304	3.35
2013	Q4	26 591	355.4	1 043 052	122.5	844 221	111.17	1 537	3.41
2014	Q1	24 817	357.8	1 056 967	123.0	890 512	107.79	1 670	3.34
2014	Q2	25 492	318.6	1 062 616	123.2	891 591	110.33	2 437	3.19
2014	Q3	25 213	312.7	1 070 329	123.3	901 327	107.21	6 217	3.04
2014	Q4	27 200	305.3	1 076 644	123.1	935 441	114.70	1 409	2.85

Tabulka B.1: Data pro ekonometrický model

Rok	Q	y	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5
2004	Q1	16 231	443.8	97.6	83.60	1 168	5.32
2004	Q2	17 223	419.1	98.1	88.43	1 659	5.01
2004	Q3	17 190	420.4	98.4	84.04	5 682	5.31
2004	Q4	19 183	420.2	98.4	92.72	1 073	5.17
2005	Q1	17 067	429.1	99.2	84.93	1 446	4.68
2005	Q2	18 112	402.1	99.6	92.17	1 940	4.44
2005	Q3	18 203	404.6	100.2	87.64	5 577	4.3
2005	Q4	19 963	404.8	100.7	97.62	978	4.45
2006	Q1	18 270	414.1	102.0	94.78	1 411	4.49
2006	Q2	19 300	366.8	102.5	98.16	1 500	4.33
2006	Q3	19 305	365.0	103.2	93.90	5 068	4.45
2006	Q4	21 269	339.3	102.2	105.64	954	4.58
2007	Q1	19 687	311.2	103.6	107.76	1 338	4.52
2007	Q2	20 740	274.6	105.0	108.75	2 036	4.63
2007	Q3	20 721	266.7	105.9	102.83	5 006	5.02
2007	Q4	22 641	252.8	107.2	114.91	1 053	5.27
2008	Q1	21 632	244.5	111.3	110.02	1 489	5.4
2008	Q2	22 246	220.1	112.1	112.95	1 939	5.48
2008	Q3	22 181	223.9	112.9	103.64	5 130	5.55
2008	Q4	24 309	230.7	112.2	99.76	1 348	5.59
2009	Q1	22 108	302.8	113.6	90.04	1 517	5.47
2009	Q2	22 796	333.9	113.7	91.28	1 923	5.49
2009	Q3	23 091	387.0	113.0	89.44	5 793	5.5
2009	Q4	25 418	385.0	112.7	97.47	1 221	5.56
2010	Q1	22 738	422.7	114.4	94.31	1 431	5.36
2010	Q2	23 504	374.7	115.1	100.03	1 754	5.06
2010	Q3	23 600	374.2	115.2	98.09	5 648	4.79
2010	Q4	25 591	363.0	115.0	107.57	1 355	4.55
2011	Q1	23 372	372.9	116.4	104.53	1 487	4.52
2011	Q2	24 116	351.4	117.1	108.23	2 245	4.42
2011	Q3	24 107	342.7	117.2	100.39	6 557	4.24
2011	Q4	26 211	335.3	117.8	110.41	1 186	3.94
2012	Q1	24 131	369.2	120.7	107.27	1 517	3.98
2012	Q2	24 627	350.9	121.1	107.34	2 318	3.91
2012	Q3	24 439	367.9	121.1	99.51	6 367	3.78
2012	Q4	27 055	379.5	121.1	105.89	1 524	3.51
2013	Q1	24 013	392.8	122.8	100.98	1 443	3.54
2013	Q2	24 917	358.0	123.0	104.34	1 997	3.3
2013	Q3	24 778	369.6	122.6	103.17	6 304	3.35
2013	Q4	26 591	355.4	122.5	111.17	1 537	3.41
2014	Q1	24 817	357.8	123.0	107.79	1 670	3.34
2014	Q2	25 492	318.6	123.2	110.33	2 437	3.19
2014	Q3	25 213	312.7	123.3	107.21	6 217	3.04
2014	Q4	27 200	305.3	123.1	114.70	1 409	2.85

Rok	Q	y_2	y_1	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5
2004	Q1	3 789	16 231	443.8	97.6	83.60	1 168	5.32
2004	Q2	3 847	17 223	419.1	98.1	88.43	1 659	5.01
2004	Q3	3 860	17 190	420.4	98.4	84.04	5 682	5.31
2004	Q4	3 890	19 183	420.2	98.4	92.72	1 073	5.17
2005	Q1	3 853	17 067	429.1	99.2	84.93	1 446	4.68
2005	Q2	3 909	18 112	402.1	99.6	92.17	1 940	4.44
2005	Q3	3 923	18 203	404.6	100.2	87.64	5 577	4.3
2005	Q4	3 943	19 963	404.8	100.7	97.62	978	4.45
2006	Q1	3 873	18 270	414.1	102.0	94.78	1 411	4.49
2006	Q2	3 929	19 300	366.8	102.5	98.16	1 500	4.33
2006	Q3	3 954	19 305	365.0	103.2	93.90	5 068	4.45
2006	Q4	3 984	21 269	339.3	102.2	105.64	954	4.58
2007	Q1	3 947	19 687	311.2	103.6	107.76	1 338	4.52
2007	Q2	3 994	20 740	274.6	105.0	108.75	2 036	4.63
2007	Q3	4 015	20 721	266.7	105.9	102.83	5 006	5.02
2007	Q4	4 058	22 641	252.8	107.2	114.91	1 053	5.27
2008	Q1	4 020	21 632	244.5	111.3	110.02	1 489	5.4
2008	Q2	4 052	22 246	220.1	112.1	112.95	1 939	5.48
2008	Q3	4 046	22 181	223.9	112.9	103.64	5 130	5.55
2008	Q4	4 030	24 309	230.7	112.2	99.76	1 348	5.59
2009	Q1	3 876	22 108	302.8	113.6	90.04	1 517	5.47
2009	Q2	3 825	22 796	333.9	113.7	91.28	1 923	5.49
2009	Q3	3 780	23 091	387.0	113.0	89.44	5 793	5.5
2009	Q4	3 783	25 418	385.0	112.7	97.47	1 221	5.56
2010	Q1	3 742	22 738	422.7	114.4	94.31	1 431	5.36
2010	Q2	3 790	23 504	374.7	115.1	100.03	1 754	5.06
2010	Q3	3 802	23 600	374.2	115.2	98.09	5 648	4.79
2010	Q4	3 811	25 591	363.0	115.0	107.57	1 355	4.55
2011	Q1	3 733	23 372	372.9	116.4	104.53	1 487	4.52
2011	Q2	3 790	24 116	351.4	117.1	108.23	2 245	4.42
2011	Q3	3 785	24 107	342.7	117.2	100.39	6 557	4.24
2011	Q4	3 785	26 211	335.3	117.8	110.41	1 186	3.94
2012	Q1	3 737	24 131	369.2	120.7	107.27	1 517	3.98
2012	Q2	3 783	24 627	350.9	121.1	107.34	2 318	3.91
2012	Q3	3 788	24 439	367.9	121.1	99.51	6 367	3.78
2012	Q4	3 792	27 055	379.5	121.1	105.89	1 524	3.51
2013	Q1	3 704	24 013	392.8	122.8	100.98	1 443	3.54
2013	Q2	3 731	24 917	358.0	123.0	104.34	1 997	3.3
2013	Q3	3 739	24 778	369.6	122.6	103.17	6 304	3.35
2013	Q4	3 745	26 591	355.4	122.5	111.17	1 537	3.41
2014	Q1	3 709	24 817	357.8	123.0	107.79	1 670	3.34
2014	Q2	3 754	25 492	318.6	123.2	110.33	2 437	3.19
2014	Q3	3 766	25 213	312.7	123.3	107.21	6 217	3.04
2014	Q4	3 784	27 200	305.3	123.1	114.70	1 409	2.85

Model LRM: OLS, za použití pozorování 2004:1–2014:4 ($T = 44$)
 Závisle proměnná: y1

	Koeficient	Směr. chyba	t -podíl	p-hodnota
const	−26447.7	6532.75	−4.0485	0.0002
x1	5.93881	4.68071	1.2688	0.2122
x2	296.213	24.6856	11.9994	0.0000
x3	107.426	38.5162	2.7891	0.0082
x4	−0.0270440	0.0952597	−0.2839	0.7780
x5	637.774	307.224	2.0759	0.0447

Střední hodnota závisle proměnné	22395.41
Součet čtverců reziduí	38007355
R^2	0.901012
$F(5, 38)$	69.17721
Logaritmus věrohodnosti	−363.1535
Schwarzovo kritérium	749.0122
$\hat{\rho}$	−0.042664
Sm. odchylka závisle proměnné	2988.195
Sm. chyba regrese	1000.097
Adjustovaný R^2	0.887988
P-hodnota(F)	4.87e−18
Akaikovo kritérium	738.3070
Hannan–Quinn	742.2770
Durbin–Watson	2.000834

Tabulka B.4: Model LRM

1.rovnice SM: TSLS, za použití pozorování 2004:1–2014:4 ($T = 44$)

Závisle proměnná: y1

Instrumentováno: y2

Instrumentální proměnné: const x1 x2 x3 x4 x5

	Koeficient	Směr. chyba	z	p-hodnota
const	15431.0	162125.	0.0952	0.9242
y2	-7.93729	30.1420	-0.2633	0.7923
x1	-4.35211	41.4041	-0.1051	0.9163
x2	216.166	298.928	0.7231	0.4696
x3	117.974	40.0218	2.9477	0.0032
x5	663.979	313.060	2.1209	0.0339

Střední hodnota závisle proměnné	22395.41
Součet čtverců reziduí	44176590
R^2	0.885077
$F(5, 38)$	59.51665
Logaritmus věrohodnosti	-653.7493
Schwarzovo kritérium	1330.204
$\hat{\rho}$	-0.026248
Sm. odchylka závisle proměnné	2988.195
Sm. chyba regrese	1078.212
Adjustovaný R^2	0.869955
P-hodnota(F)	6.13e-17
Akaikovo kritérium	1319.499
Hannan–Quinn	1323.469
Durbin–Watson	1.959557

Tabulka B.5: Model MSR – 1. rovnice

2.rovnice SM: TSLS, za použití pozorování 2004:1–2014:4 ($T = 44$)

Závisle proměnná: y2

Instrumentováno: y1

Instrumentální proměnné: const x1 x2 x3 x4 x5

	Koeficient	Směr. chyba	z	p-hodnota
const	4375.75	317.309	13.7902	0.0000
y1	-0.0340462	0.00419452	-8.1168	0.0000
x1	-1.09433	0.237442	-4.6088	0.0000
x3	4.98634	2.13162	2.3392	0.0193
x4	0.00248646	0.00476955	0.5213	0.6021
x5	25.0153	14.9218	1.6764	0.0937

Střední hodnota závisle proměnné	3851.107
Součet čtverců reziduí	96283.88
R^2	0.810895
$F(5, 38)$	35.04356
Logaritmus věrohodnosti	-653.7493
Schwarzovo kritérium	1330.204
$\hat{\rho}$	0.162487
Sm. odchylka závisle proměnné	105.5739
Sm. chyba regrese	50.33673
R^2	0.786013
Adjustovaný R^2	0.786013
P-hodnota(F)	3.04e-13
Akaikovo kritérium	1319.499
Hannan–Quinn	1323.469
Durbin–Watson	1.565567

Tabulka B.6: Model MSR – 2. rovnice

Obsah přiloženého CD

vývoj.....	vývoj v programu Excel a Gretl
└─ data_LRM.xls.....	data pro LRM v programu Excel
└─ data_MSR.xls.....	data pro MSR v programu Excel
└─ průměrná_mzda.xls.....	analýza průměrné mzdy v programu Excel
└─ ukazatelé.xls.....	analýza ukazatelů v programu Excel
└─ LRM.xls.....	řešení LRM v programu Excel
└─ LRM.gdt.....	řešení LRM v programu Gretl
└─ MSR.xls.....	řešení MSR v programu Excel
└─ MSR.gdt.....	řešení MSR v programu Gretl
└─ prognóza.xls.....	prognóza v programu Excel
└─ text.....	text práce
└─ DP_Janochova_Marketa_2015.pdf.....	text práce ve formátu PDF
└─ zadání.pdf.....	zadání práce ve formátu PDF
└─ thesis.....	zdrojová forma práce ve formátu L ^A T _E X