

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

**Superhrubá mzda a její dopady v národním
hospodářství ČR**

Jaroslava Havlovicová

© 2022 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Mgr. Bc. Jaroslava Havlovicová

Ekonomika a management
Provoz a ekonomika

Název práce

Superhrubá mzda a její dopady v národním hospodářství ČR

Název anglicky

Super-gross wage and its effects in the national economy of the Czech Republic

Cíle práce

Hlavním cílem práce je z makroekonomického hlediska analyzovat dopady zavedení institutu superhrubé mzdy v národním hospodářství ČR.

Díličí cíle:

- vymezení a odlišení pojmů "superhrubá mzda" a "hrubá mzda",
- identifikace pohnutek pro zavedení superhrubé mzdy,
- deklarace konsekvenčních makroekonomických ukazatelů,
- specifikace a kvantifikace ekonometrických modelů,
- aplikační užití dosažených modelů.

Metodika

Diplomová práce vychází z předpokladu systematického zpracování teoretických východisek, kdy budou shromažďována, tříděna a analyzována statistická data z oblasti zdanění mzdy v ČR. Zkoumání bude zaměřeno na vliv superhrubé mzdy na vybrané makroekonomické ukazatele v období od roku 1998 do roku 2020, a zároveň bude vytvořena prognóza budoucího vývoje těchto ukazatelů. K tomuto zkoumání budou využity zejména metody ekonometrického modelování a prognostické metody. Na základě poznatků zjištěných pomocí kvantifikovaných modelů bude vyhodnocen dopad superhrubé mzdy na zvolené makroekonomické ukazatele a za využití prognostických metod bude možné předpovědět jejich vývoj do budoucna.

Doporučený rozsah práce

70 stran

Klíčová slova

superhrubá mzda, hrubá mzda, časové řady, ekonometrické modelování, zdanění mzdy, makroekonomie

Doporučené zdroje informací

KUBÁTOVÁ, Květa.: Daňová teorie a politika. Praha: Wolters Kluwer ČR, 2018. ISBN 978-80-7598-165-3.

LÁCHOVÁ, L.: Daňové systémy v globálním světě. Praha: ASPI, 2007. ISBN 978-80-7357-320-1.

NERUDOVÁ, Danuše. Daňová politika v Evropské unii. Praha: Wolters Kluwer, 2017. ISBN 978-80-7552-682-3.

PELECH, Petr.: Zdanění mezd, platů a ostatních příjmů ze závislé činnosti v roce 2020. Praha: Anag, 2020. ISBN 978-80-7554-255-7.

RADVAN, Michal. Superhrubá mzda. In Radvan, M. Důchodové daně. Brno: Masarykova univerzita, 2016. s. 87-101. Scientia 567. ISBN 978-80-210-8395-0

Předběžný termín obhajoby

2021/22 LS – PEF

Vedoucí práce

doc. Ing. Michal Malý, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 15. 2. 2022

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 21. 2. 2022

doc. Ing. Tomáš Šubrt, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 30. 03. 2022

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci „*Superhrubá mzda a její dopady v národním hospodářství ČR*“ jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne 30. března 2022

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala doc. Ing. Michalu Malému, Ph.D., za jeho cenné rady a připomínky v průběhu zpracování předkládané diplomové práce. Dále bych ráda poděkovala svým nejbližším, kteří mi trpělivě stojí po boku při plnění studijních cílů.

Superhrubá mzda a její dopady v národním hospodářství ČR

Abstrakt

Superhrubá mzda je právním a ekonomickým institutem, jehož makroekonomické dopady jsou předmětem mnohých diskuzí. Do českého právního řádu byla superhrubá mzda zavedena jako součást daňového balíčku účinného od roku 2008, tedy jako nástroj fiskální politiky vlády, jenž měl přispět k politicky deklarovaným cílům v oblasti národního hospodářství ČR. Zejména se jednalo o navýšení příjmové stránky státního rozpočtu, a to prostřednictvím zvýšení daňové zátěže dopadající na příjmy fyzických osob ze závislé práce. Názory a teorie o míře skutečných dopadů superhrubé mzdy a ekonomických vztazích, jež fakticky ovlivnila, se ale různí.

Předkládaná diplomová práce se snaží kvantifikovat a analyzovat účinky tohoto národohospodářského instrumentu pomocí ekonometrického modelování, přičemž proměnnými ovlivněnými superhrubou mzdou v míře kvantifikované sestavenými modely jsou HDP, inflace a nezaměstnanost. Ještě před samotným sestavením modelů jsou položeny nezbytné teoretické základy relevantních témat, například legislativního rámce zdanění zaměstnanců nebo modelovaných makroekonomických agregátů, jež jsou vysvětleny v kontextu ekonomické teorie, včetně určení souvztažnosti těchto veličin s institutem superhrubé mzdy. V návaznosti na vytvořené ekonometrické modely jsou tyto náležitě ekonomicky, statisticky i ekonometricky verifikovány. V závěru jsou v návaznosti na ekonometrické modelování vytvořeny prognózy vývoje makroekonomických veličin, a to na období nadcházejících šesti let.

Klíčová slova: superhrubá mzda, hrubá mzda, časové řady, ekonometrické modelování, zdanění mzdy, makroekonomie

Super-gross wage and its effects in the national economy of the Czech Republic

Abstract

The super-gross wage is a legal and economic construct whose macroeconomic implications are the subject of much debate. The super-gross wage was introduced into the Czech legal system as part of the tax package effective since 2008, i.e. as an instrument of the government's fiscal policy, which was intended to contribute to the politically declared objectives in the area of the Czech economy. In particular, it was intended to increase the revenue side of the state budget by increasing the tax burden on the income of individuals from dependent work. However, opinions and theories differ as to the extent of the actual impact of the super-gross wage and the economic relations it has actually affected.

The submitted thesis attempts to quantify and analyse the effects of this economic instrument using econometric modelling, where the variables affected by the super-gross wage to the extent quantified by the constructed models are GDP, inflation and unemployment. Before the actual construction of the models, the necessary theoretical foundations of relevant topics are laid, such as the legislative framework of employee taxation or the modelled macroeconomic aggregates, which are explained in the context of economic theory, including the determination of the correlation of these variables with the construct of the super-gross wage. Following the econometric models developed, these are properly verified economically, statistically and econometrically. Finally, forecasts of the development of macroeconomic variables for the next six years are made based on the econometric modelling.

Keywords: super-gross wage, gross wage, time series, econometric modeling, wage taxation, macroeconomics

Obsah

Úvod	8
1 Cíl práce.....	10
2 Metodika	11
2.1 Ekonometrická analýza	11
2.1.1 Konstrukce ekonometrického modelu	11
2.1.2 Typy dat	14
2.1.3 Kvantifikace ekonometrického modelu	14
2.1.4 Verifikace ekonometrického modelu	18
2.1.5 Využití ekonometrických modelů	33
3 Teoretická východiska	38
3.1 Zdanění příjmů fyzických osob	38
3.1.1 Vývoj daně z příjmů fyzických osob	39
3.1.2 Příjmy ze závislé činnosti	40
3.1.2.1 Základ daně	44
3.1.2.2 Nezdanitelné části základu daně	45
3.1.2.3 Sazba daně	45
3.1.2.4 Slevy na dani a daňová zvýhodnění	45
3.1.2.5 Srážková daň	47
3.2 Superhrubá mzda	47
3.2.1 Vývoj superhrubé mzdy do roku 2020	49
3.2.2 Zrušení superhrubé mzdy	50
3.3 Makroekonomické ukazatele	53
3.3.1 Hrubý domácí produkt	53
3.3.1.1 Souvztažnost HDP a superhrubé mzdy	54
3.3.2 Inflace	55
3.3.2.1 Souvztažnost inflace a superhrubé mzdy	55
3.3.3 Nezaměstnanost	56
3.3.3.1 Souvztažnost míry nezaměstnanosti a superhrubé mzdy	57
3.3.4 Platební bilance	58
3.3.4.1 Souvztažnost platební bilance a superhrubé mzdy	59
4 Vlastní práce.....	60
4.1 Deklarace proměnných	61
4.2 Dopad superhrubé mzdy na HDP	61
4.2.1 Výchozí ekonomická teorie	61

4.2.2	Model	62
4.2.3	Statistická verifikace	65
4.2.4	Ekonometrická verifikace	65
4.2.4.1	Závěr ekonometrické verifikace	66
4.2.5	Ekonomická verifikace modelu	66
4.3	Dopad superhrubé mzdy na inflaci	68
4.3.1	Výchozí ekonomická teorie	68
4.3.2	Model	68
4.3.3	Statistická verifikace	70
4.3.4	Ekonometrická verifikace	71
4.3.4.1	Závěr ekonometrické verifikace	71
4.3.5	Ekonomická verifikace modelu	72
4.4	Dopad superhrubé mzdy na nezaměstnanost	74
4.4.1	Výchozí ekonomická teorie	74
4.4.2	Model	74
4.4.3	Statistická verifikace	76
4.4.4	Ekonometrická verifikace	77
4.4.4.1	Závěr ekonometrické verifikace	77
4.4.5	Ekonomická verifikace modelu	78
4.5	Prognózy	80
4.5.1	Prognóza vývoje HDP	80
4.5.2	Prognóza vývoje inflace	82
4.5.3	Prognóza vývoje nezaměstnanosti	85
5	Zhodnocení výsledků	87
5.1	Zhodnocení modelů	87
5.1.1	Model HDP na 1 obyvatele	87
5.1.2	Model inflace	89
5.1.3	Model nezaměstnanosti	90
5.2	Prognózy	92
5.2.1	Prognóza HDP	92
5.2.2	Prognóza inflace	93
5.2.3	Prognóza nezaměstnanosti	93
Závěr	94
6	Seznam použitých zdrojů	98
7	Další seznamy	102
7.1	Seznam obrázků	102
7.2	Seznam tabulek	102
7.3	Seznam použitých zkratk	102

8 Přílohy	104
8.1 Příloha 1 - Vyřazené modely.....	104

Úvod

Pojem superhrubé mzdy se do slovníků českých občanů dostal ve spojitosti s reformou daňového systému České republiky v roce 2008. Superhrubá mzda je konstruktem hrajícím roli při výpočtu výše odváděné daně z příjmů fyzických osob ze závislé činnosti, tedy zaměstnanců, a je tvořena součtem hrubé mzdy zaměstnance, neboli příjmem z jeho závislé činnosti, a odvodů na zdravotní a sociální pojištění, které za daného zaměstnance odvádí zaměstnavatel. Z tohoto součtu je následně vypočtena výše odváděné daně. Z účetního pohledu se v podstatě jedná o fikci, která nemá ve světě přirovnatelné obdoby. Superhrubá mzda vznikla za účelem zvýšení základu pro výpočet daně z příjmu, přičemž toto zvýšení je spíše uměle zkonstruovaným konceptem, který nemá velkou oporu v realitě, když do základu pro výpočet daně z příjmu je zahrnuta i částka, která nikdy příjmem daného zaměstnance nebyla.

Právě teoretickému vymezení pojmu superhrubá mzda, identifikaci důvodů k jejímu zavedení do českého daňového systému a dalším teoretickým a výkladovým aspektům spojeným se superhrubou mzdou bude věnována kapitola předkládané diplomové práce s názvem Teoretická východiska, v níž nebude opomenuta mimo jiné ani snaha o rozklíčování skutečných pohnutek pro zavedení superhrubé mzdy, u nichž je směrodatným zejména vliv politické reprezentace země na makroekonomickou sféru.

Na základy položené v teoretické části diplomové práce budou navazovat analýzy konkrétních statistických dat zachycujících dopady superhrubé mzdy v číslech, přičemž při postupu budou následovány jednotlivé kroky popsané v části Metodika, jež vychází z odborné teorie. Zkoumány budou především makroekonomické dopady spojené se zavedením superhrubé mzdy a její aplikací v rámci zdanění příjmů v ČR mezi lety 2008 a 2020. Srovnáním pro zjištění dopady a zaznamenané změny související se superhrubou mzdou budou zejména statistická data z období předcházejícího zavedení superhrubé mzdy, přičemž bude zkoumáno období přibližně stejně dlouhé jako období, po které byla legislativně zakotvena superhrubá mzda. Při stanovení sledovaných období bude cíleno na odfiltrování co nejvíce jiných vlivů, které mohou statistická data ovlivnit a které se mohou při srovnávání projevit nežádoucím způsobem. Přesto však nelze vyloučit, že srovnání může být zkreslené z důvodu dlouhodobého vývoje makroekonomiky České republiky. Zejména ve spojitosti se vstupem ČR do Evropské unie v roce 2004 lze očekávat určité narušení

kontinuity vývoje dat, významných událostí a vstupů, které mohou zkoumání dopadů superhrubé mzdy neočekávaně ovlivnit, bude ale pravděpodobně více.

V návaznosti na poznatky zjištěné v teoretické části diplomové práce budou identifikovány relevantní makroekonomické proměnné, u kterých bude vyšší pravděpodobnost reakce na zavedení superhrubé mzdy. Tyto proměnné budou zvoleny vysvětlovanými proměnnými za účelem sestavení ekonometrických modelů, díky kterým budou následně jejich reakce a míra ovlivnění kvantifikovány.

Na základě sestavených ekonometrických modelů tak budou vyhodnoceny vlivy zavedení superhrubé mzdy na vybrané makroekonomické agregáty. Závěry budou podrobněji rozebrány a vyhodnoceny, přičemž bude vynaložena snaha o zasazení zjištěných závěrů do makroekonomického, ale i celospolečenského kontextu. V návaznosti bude díky velkému množství získaných dat a závěrů vyplývajících z provedených analýz podle současných očekávání možné učinit odhad budoucího vývoje sledovaných makroekonomických agregátů v České republice. Za tímto účelem budou využity prognostické metody.

Ke zpracování samotné ekonometrické analýzy včetně ostatních částí diplomové práce budou významně využity poznatky a notoriety ekonomické teorie. Zároveň ale mohou veškeré okolnosti zasazené do konkrétního kontextu a navazující zjištění a závěry zpracované na základě ekonometrické analýzy napomoci rozvést a zpodrobnit teoretické základy oboru.

1 Cíl práce

Hlavním cílem práce je z makroekonomického hlediska analyzovat dopady superhrubé mzdy v letech 2008-2020 ve srovnání s dopady předchozího způsobu zdanění mzdy (1998-2008) v České republice. Na základě podrobně zpracované metodiky bude provedena ekonometrická analýza makroekonomických ukazatelů. Za účelem zhodnocení dopadů superhrubé mzdy do národního hospodářství ČR budou postupně naplněny následující dílčí cíle:

- vymezení a odlišení pojmů „*superhrubá mzda*“ a „*hrubá mzda*“,
- identifikace pohnutek pro zavedení superhrubé mzdy,
- deklarace konsekvencních makroekonomických ukazatelů,
- specifikace a kvantifikace ekonometrických modelů,
- aplikační užití dosažených modelů.

2 Metodika

Předkládaná diplomová práce vychází z předpokladu systematického zpracování teoretických východisek, kdy budou shromažďována, tříděna a analyzována statistická data z oblasti zdanění mzdy v České republice. Zkoumání bude zaměřeno na vliv zavedení superhrubé mzdy na vybrané makroekonomické ukazatele v období od roku 1998 do roku 2020. Při zkoumání budou využity zejména metody ekonometrického modelování a prognostické metody. Na základě poznatků zjištěných pomocí ekonometrického modelování bude vyhodnocen dopad superhrubé mzdy na zvolené makroekonomické ukazatele a za využití prognostických metod bude vytvořena předpověď jejich vývoje do budoucna.

Při zpracování práce budou využity zejména, nikoliv však výlučně, následující postupy: popis a třídění statistických dat, identifikace vhodných proměnných do ekonometrických modelů, ekonometrické modelování, prognostické metody a další.

2.1 Ekonometrická analýza

Ekonometrická analýza je oborem, v rámci kterého dochází k propojení různých vědních disciplín a vzniku vzájemných vazeb mezi nimi, zejména mezi matematikou, ekonomikou, statistikou, ale také informatikou (Hušek, 2007). Hlavním cílem provázání odlišných oborů je kvantifikovat, respektive naplnit empirickým obsahem určitou výše ekonomické reality.

2.1.1 Konstrukce ekonometrického modelu

Za účelem sestrojení ekonometrického modelu autoři (Cipra, 2013, Fiala 2008, Hušek, 1973) v různých pramenech popisují postupy v jednotlivých krocích. Ze své obsahové podstaty jsou tyto algoritmy zpravidla charakterizovány obdobně, stejně tak se opakuje následující chronologická linka:

1. formulace zkoumaného jevu

Nejdůležitějším krokem v podstatě ještě před započítím se samotným modelováním je určení jevu, jenž se objevuje v ekonomické realitě, přičemž zavedenou terminologií je tento krok označován jako formulace základní hypotézy. K vhodné formulaci hypotézy je třeba aplikovat relevantní ekonomické teorie zabývající se charakteristickým chováním

určitých veličin a jeho vysvětlováním. V důsledku někdy protichůdných teorií navíc může být přítomno více základních hypotéz, u nichž nelze s jistotou určit, která z nich je správná (Hušek, 2007).

2. formulace ekonomického modelu

Sestavení ekonomického modelu navazuje na formulaci základní proměnné v předchozím kroku 1. Ekonomický model zobrazuje díky poznatkům ekonomické teorie zvolené veličiny, včetně jejich vzájemných vazeb a vztahů existujících mezi nimi. Tento systém ve svém souhrnu je v rámci ekonomického modelu vyjádřen slovně a dále obecným matematickým zápisem. Dle Huška (2007) je ekonomický model deterministický, tedy neobsahuje náhodnou složku, která bude zahrnuta až následně vhodnou statistickou specifikací stochastických vlivů, čímž vznikne model ekonometrický.

Výsledkem přijatelného zjednodušení jedné či více základních hypotéz je deterministický ekonomicko-matematický model, jenž neobsahuje náhodnou složku. Teprve následně je třeba tento model převést na model ekonometrický, čehož docílíme deklarováním stochastických vlivů v modelu, neboli zahrnutím náhodné složky (Hušek, 2007). Ekonomický model je tedy slovním a matematickým vyjádřením sledovaného jevu, a to pomocí jedné či více rovnic, mezi nimiž jsou identifikovány vzájemné závislosti a vazby.

3. formulace ekonometrického modelu

Jak bylo deklarováno v předchozím bodu, ekonometrický model vzniká zahrnutím náhodné složky u_t do již sestaveného ekonomického modelu, čímž se z deterministického ekonomického modelu stane stochastický model ekonometrický (Hančlová, 2012). Je tak činěno z toho důvodu, aby byl model pomocí ekonometrických nástrojů a technik analyzovatelný (Němec, 2009), jelikož primární ekonomický model zpravidla není přesný, spíše popisuje průměrné chování veličin v obvyklých případech. Náhodná složka tak představuje možnou odchylku od predikcí ztělesňujících nejpravděpodobnější očekávání vycházející z ekonomické teorie a praxe.

Dle Huška (2007) specifikace ekonometrického modelu spočívá v „*určení a klasifikaci všech proměnných, zahrnutých do modelu v souladu s apriorní i výběrovou informací získanou z ekonomické teorie a z dat.*“ Právě k dostupnosti dat je třeba podle citovaného autora významně přihlížet, jelikož data nemusí vždy korespondovat

s proměnnými do modelu zahrnutými. V případě takového nesouladu je vhodnější relativně jednoduše specifikovaný model, u kterého ale dostupná data umožní získat odpovědi na hledané otázky.

Také ekonometrické modely mohou být sestaveny z více rovnic, což je logickým důsledkem možnosti existence více rovnic v případě modelu ekonomického. V návaznosti je třeba rozlišovat modely jednoduché vyjádřené pouze jednou rovnicí a modely složené vyjádřené více rovnicemi, nazývané synonymně také modely vícerovnicové (Hušek, Walter, 1976).

Důležitým krokem při tvorbě ekonometrického modelu je stanovení znamének odhadovaných parametrů. Vodítkem je zejména ekonomická teorie, ze které dané ekonometrické zkoumání vychází. Předpokládaným závěrem bývá, že určitý parametr může nabývat pouze záporných či naopak pouze kladných hodnot. V případě, že je předpoklad přesnějšího charakteru, můžeme stanovit dokonce konkrétní interval parametrem nabývaných hodnot.

Neméně důležitou volbou je výběr vhodného matematického a analytického tvaru ekonometrického modelu. Zatímco zvolený matematický tvar vypovídá o počtu rovnic modelu, analytický tvar poskytuje informaci o vazbách a vzájemných závislostech. Z ekonomického modelu je možné vyvodit pouze informaci o tom, zda se jedná o závislost přímou či nepřímou, dále zda se daná proměnná chová racionálně či usiluje o maximalizaci své preferenční funkce. Co nám ovšem ekonomický model nesdělí, je, zda je ve vztahu ke konkrétnímu problému vhodnější model jednorovnicový, či zda jediná rovnice postačovat nebude a bude na místě sestavit model vícerovnicový, popřípadě simultánní ekonometrický model (Hušek, 2007). Další informací nezjistitelnou z předlohy v podobě ekonomického modelu je tvar funkce, tedy je-li vhodná lineární varianta, či zda bude nutné aplikovat jiný funkční tvar. Zpravidla je výhodné zvolit závislost proměnných lineární v parametrech, jež je snadno vysvětlitelná z pohledu ekonometrické teorie. Další výhodou je možnost odhadovat a testovat modely lineární v parametrech jednoduššími postupy. V některých případech nelineárních závislostí je možné model linearizovat, čehož dosáhneme například logaritmováním, ale také jinými způsoby.

2.1.2 Typy dat

Dle Jonáka (2003) jsou data „*Reprezentace informací vhodně formalizovaná pro komunikaci, interpretaci a zpracování lidmi a automaty. Data mohou být reprezentována libovolnými řetězci znaků (čísel, příkazů, vět) uloženými na informačním nosiči. Data nemají zpravidla význam sama o sobě, ale teprve jsou-li pochopena, interpretována, komunikována a využita člověkem nebo počítačem, stávají se smysluplnými informacemi,*“ přičemž samotný původ slova data pochází z latinského „*datum*“ neboli „*něco daného*“. Zjednodušeně můžeme říci, že data jsou určitou informací na libovolném nosiči, určenou k dalšímu zpracování (Sklenák, 2001).

Pro účely ekonometrických modelů je relevantní následující členění dat:

- a) **Časové řady** jsou hodnoty určité veličiny zaznamenávané v různých po sobě následujících časových okamžicích. Časové řady se různí podle frekvence, s jakou jsou hodnoty zaznamenávány.
- b) **Průřezová data** nemají rozměr časový, nýbrž jsou vztahována k určitým specifickým jednotkám, například k lidem, firmám, státům (Němec, 2009). Průřez daty spočívá v tom, že v určitém čase jsou shromážděny hodnoty napříč jednotkami, přičemž na časovém pořadí jednotlivých hodnot nezáleží (Němec, 2009).
- c) **Panelová data** obsahují časový i průřezový faktor (Němec, 2009), jsou tedy kombinací výše popsaných typů dat. Mezi výhody panelových dat patří možnost zvětšit datový soubor, možnost snížení kolinearity mezi exogenními proměnnými či možnost testovat i složitější ekonometrické modely (Fígllová, 2007).

Vzhledem k stanoveným cílům předkládané diplomové práce budou pro ekonometrický model využita data v podobě časových řad vybraných makroekonomických ukazatelů, dostupných zejména ze zdrojů Českého statistického úřadu.

2.1.3 Kvantifikace ekonometrického modelu

Kvantifikovat ekonometrický model znamená zejména vytvořit odhad hodnot jednotlivých parametrů včetně stochastické složky (Hušek, 2009). Základem kvantifikace modelu jsou relevantní data, která mají u ekonometrických modelů zpravidla podobu kvantitativních ekonomických pozorování neexperimentálního charakteru. Právě neexperimentální charakter dat může způsobovat problémy, jako například nedostatečný

počet disponibilních pozorování, multikolinearitu či významné chyby měření. Tyto nedostatky lze různými způsoby řešit, je však třeba mít na paměti, že řešením jednoho z uvedených problémů často způsobíme vznik druhého.

Za účelem kvantifikace ekonometrických modelů jsou zpracovány vhodné postupy, ze kterých je třeba vybrat tu nejvhodnější variantu pro konkrétní analýzu. Hančlová (2012) i Hušek (2007) rozdělují metody odhadu následovně:

- metody s omezenou informací, pomocí kterých jsou odhadovány jednotlivé rovnice modelu (běžná metoda nejmenších čtverců, dále jen „*BMNČ*“, dvoustupňová metoda nejmenších čtverců, dále jen „*DMNČ*“, metoda minimalizace poměru rozptylu) a
- metody s úplnou informací, pomocí kterých je možné vytvořit odhad parametrů celého modelu najednou (třístupňová metoda nejmenších čtverců, dále jen „*TMNČ*“).

Je třeba vzít v úvahu, že ještě před samotnou aplikací některé z výše uvedených metod sloužících k odhadu parametrů je v případě simultánních modelů provést tzv. **identifikaci modelu**. Ta se provádí nejprve pro každou jednotlivou rovnici samostatně, přičemž aby byl model identifikovaný, musí být identifikované všechny rovnice v něm. Pravidlo (podmínka) pro ověření identifikace je následující:

$$k^{**} \geq g_{\Delta} - 1 \quad (2-1)$$

kde k^{**} je počet predeterminovaných proměnných nenacházejících se v dané rovnici,
 g^* je počet endogenních proměnných nacházejících se v dané rovnici.

Klíčovou pro odhad parametrů modelu, respektive i pro samotné ekonometrické modelování, je regresní analýza. Úkolem regresní analýzy obecně je vytvořit odhad neznámých parametrů ekonometrického modelu, a to zjištěním změny hodnoty konkrétní proměnné pomocí změn hodnot ostatních proměnných. Nejjednodušším a současně nejvíce užívaným modelem v ekonometrické analýze je lineární regresní model („*LRM*“). LRM může být zapsán skalárním způsobem, jak bylo již vyjádřeno výše v rámci typologie modelů:

$$y_{2t} = \gamma_{10}x_{0t} + \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2t} + \gamma_{13}x_{3t} + u_{1t} \quad (2-2)$$

Dalším způsobem zápisu je maticová (vektorová) forma:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{21} & \dots & x_{k1} \\ 1 & x_{22} & \dots & x_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_{2T} & \dots & x_{kT} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \gamma_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_T \end{bmatrix} \quad , \text{ tj.} \quad \mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{u} \quad ,$$

(2-3)

1. BMNČ

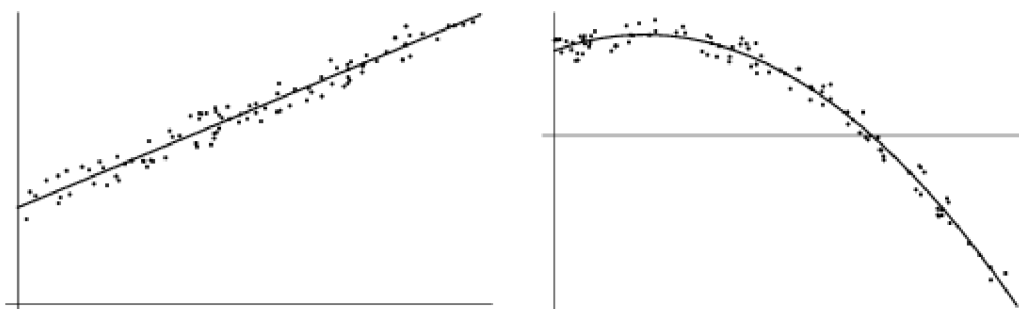
Běžná metoda nejmenších čtverců (anglicky *Ordinary Least Squares*, „*OLS*“) je metodou odhadu parametrů LRM, kterou lze aplikovat pouze na modely lineární v parametrech či na ty, které lze transformovat do lineární formy (linearizovat). Podstatou BMNČ je minimalizace součtu čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné od jejich skutečných hodnot (Cipra, 2013):

$$\min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2$$

(2-4)

Graficky lze BMNČ pro lepší názornost ilustrovat následujícím způsobem:

Obrázek 1 - BMNČ graficky



Zdroj: Wolfram MathWorld, 2021.

Rovnice bude následně parciálně derivována podle odhadnutých parametrů položených k nule, čímž budou získány parametry daného modelu. Pokud tento vztah zobecníme, je jej možné zapsat následovně:

$$\boldsymbol{\gamma} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y} \quad (2-5)$$

kde $\boldsymbol{\gamma}$ je vektor odhadovaných parametrů (o rozměru $k \times 1$),
 \mathbf{X} je matice pozorování hodnot k vysvětlujících proměnných,
 \mathbf{y} je vektor sledovaných hodnot endogenní proměnné (o rozměru $n \times 1$).

Aby mohl být učiněn odhad parametrů s náležitými vlastnostmi, tj. aby byly odhadované parametry nejlepší, nestranné a konzistentní, musí analyzovaný LRM splňovat stanovené předpoklady (Hančlová, 2012). Jsou-li splněny tyto předpoklady, má odhadnutý model vždy menší rozptyl než původní odhad, ze kterého model vychází (nejlepší), je omezeno systematické nadhodnocování či podhodnocování (nestranný), platí, že čím více je pozorování, tím se odhad přibližuje skutečnosti (konzistentní).

Předpoklady pro použití odhadové metody nejmenších čtverců dle Hančlové (2012) jsou následující:

1. Specifikační předpoklady, kterými jsou
 - neopomenutí podstatné vysvětlující proměnné,
 - vypuštění irelevantních vysvětlujících proměnných,
 - volba správného funkčního tvaru modelu,
 - stabilní odhadnuté parametry v čase (časová invariantnost),
 - respektování simultánních vztahů mezi proměnnými.
2. Nulový průměr náhodné složky u_t

$$E(u_t) = 0 \quad (2-6)$$

3. Homoskedasticita

$$Var(u_t) = \sigma^2 < \infty \quad (2-7)$$

4. Nepřítomnost autokorelace reziduí

$$Cov(u_i, u_j) = 0 \text{ pro } i \neq j \quad (2-8)$$

5. Nezávisle proměnné jsou nenáhodné a fixní v opakujících se souborech

$$Cov(x_{it}, u_t) = 0 \quad (2-9)$$

6. Neexistence perfektní multikolinearity

$$h(x) = k \quad (2-10)$$

7. Normální rozdělení náhodné složky

$$u_t \sim N(0; \sigma^2) \quad (2-11)$$

2. DMNČ

Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (anglicky Two-Stage Least Squares, „*TLS*“) je nejčastější odhadní metodou parametrů u simultánních modelů, u kterých je postupně aplikována na všechny rovnice, přesně identifikované i neidentifikované. V podstatě DMNČ funguje jako opakování BMNČ.

Dle stanoveného postupu DMNČ je strukturní tvar model běžné endogenní proměnné v jednotlivých regresních rovnicích vyskytující se na pravé straně (jako vysvětlující) strukturních rovnic nahrazen jinými veličinami, jež by nebyly korelovány s náhodnými složkami rovnic. Právě tyto korelace (mezi vysvětlujícími běžnými endogenními proměnnými a náhodnými složkami) jsou příčinou nekonzistentnosti odhadů parametrů takové rovnice pomocí BMNČ.

Ostatní z výše uvedených metod odhadování parametrů nebudou v diplomové práci aplikovány, z toho důvodu nebude jejich postup blíže popisován.

2.1.4 Verifikace ekonometrického modelu

Dříve než může být odhadnutý model aplikován na konkrétní příklady, je třeba jej verifikovat. Verifikace modelu spočívá v ověření a vyhodnocení souladu odhadnutých parametrů s omezeními vyplývajícími ze stanovené hypotézy (Hušek, 2007) a celkové kontrola možnosti aplikace modelu na reálné případy. Verifikace se rozpadá na několik jednotlivých oblastí, jež je třeba ověřit, které budou dále rozebrány samostatně.

I. Ekonomická verifikace modelu

Ekonomická verifikace slouží k porovnání výstupů z modelu se zvolenými východisky ekonomické teorie a je nezbytnou podmínkou ekonomické interpretace a využitelnosti vytvořeného odhadu (Hušek, 2007). Zjednodušeně lze říci, že ekonomická

verifikace spočívá v kontrole správnosti znamének, respektive přímých a nepřímých úměr předpokládaných v rámci formulace ekonomického modelu.

V případě, že znaménka správně stanovena nebyla, je na místě prvotní ekonomický model přepracovat, důvodem ale nemusí být vždy nesprávnost ekonomické teorie, ale neadekvátní podkladová data.

II. Statistická verifikace modelu

Statistická verifikace slouží k posouzení reálnosti modelu, respektive vyhodnocení statistické významnosti odhadnutých parametrů i celého modelu. Za tímto účelem jsou využívány statistické testy a statistická kritéria. Nejčastějšími kritérii jsou standardní chyby odhadu, koeficienty vícenásobné determinace, t-testy a F-testy (Hušek, 2007).

Shoda odhadnutého modelu s daty

- **Koeficient vícenásobné determinace R^2** podává informaci o shodě modelu s daty. Jeho hodnota sděluje, jaká je změřená těsnost závislosti, což je procentní závislost endogenní (vysvětlované) proměnné na exogenních (vysvětlujících) proměnných, jinými slovy z kolika % je vysvětlovaná proměnná y vysvětlena pomocí všech vysvětlujících proměnných v rovnici. Koeficient determinace nabývá hodnot v intervalu od 0 do 1, respektive podává informaci o shodě od 0 % do 100 %. Čím blíže je hodnota 100 %, tím více se model s podkladovými daty shoduje. Vztahy pro jeho výpočet jsou následující:

$$R^2 = \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{S_u^2}{S_y^2}$$

(2-12)

kde TSS je úplný součet čtverců,

RSS je reziduální součet čtverců,

ESS je vysvětlený součet čtverců,

S_u^2 je reziduální rozptyl,

S_y^2 je celkový rozptyl vysvětlované proměnné.

Vylepšením koeficientu determinace je tzv. korigovaný (adjustovaný) koeficient determinace, který zohledňuje počet regresních parametrů $k + 1$ v modelu a rozsah pozorování, čímž zamezuje zkreslení, ke kterým u koeficientu determinace může

docházet. Vztah pro výpočet korigovaného koeficientu determinace je následující, přičemž platí, že $R^2 \geq \text{Adjusted } R^2$:

$$\text{Adjusted } R^2 = 1 - (1 - R^2) * \frac{n - 1}{n - k - 1} \quad (2-13)$$

kde p je počet odhadovaných parametrů v dané rovnici,
 n je délka časové řady.

Statistická významnost odhadnutých parametrů

- **Studentův t-test neboli test Studentova t-rozdělení** slouží k ověření statistické významnosti parametrů, neboli k identifikaci zařazené statisticky nevýznamné proměnné. T-test může být aplikován za předpokladu normálního rozdělení (Cipra, 2013). Klíčovým je výpočet testového kritéria, které je následně porovnáno se stanovenou kritickou hodnotou. Vyhodnocení statistické významnosti je prováděno podle následujícího postupu:

- i. výpočet testovací matice

$$(X^T * X)^{-1} \quad (2-14)$$

- ii. výpočet korigovaného reziduálního rozptylu \overline{S}_u^2

$$\overline{S}_u^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n-p} \quad (2-15)$$

kde $(n-p)$ je počet stupňů volnosti

- iii. výpočet rozptylu odhadnutých parametrů S_{ii}

$$S_{ii} = \overline{S}_u^2 (X^T X)^{-1} \quad (2-16)$$

- iv. výpočet standardní chyby odhadnutých parametrů S_{bi}

$$S_{bi} = \sqrt{S_{ii}} \quad (2-17)$$

v. výpočet testovacího kritéria (t-hodnoty)

$$|t - \text{hodnota}| = 1 - (1 - R^2) * \frac{|Y_{it}|}{S_{bi}}$$

(2-18)

vi. porovnání vypočtené t-hodnoty s tabulkovou hodnotou na zvolené hladině významnosti a počtu stupňů volnosti

- Vypočítaná hodnota t je porovnána s kritickou hodnotou t_α , která je dohledatelná v tabulkách podle zvolené hladiny významnosti ($\alpha = 0,05$ či $\alpha = 0,01$). Je-li $t > t_\alpha$ je daný parametr statisticky významný. Takový závěr lze učinit, jelikož je zamítnuta nulová hypotéza, která tvrdí nevýznamnost parametru. Je-li vztah opačný a platí-li vztah $t_\alpha > t$, je parametr statisticky nevýznamný.
- Pomocí **F-testu** je posouzena celková vhodnost modelu. Také F-test může být aplikován za předpokladu normálního rozdělení (Cipra, 2013). Obdobně jako u t-testu je vypočtená hodnota testovacího kritéria, která je následně porovnána s kritickou hodnotou z tabulek. Testovací kritérium u F-testu je definováno jako poměr odhadů dvou rozptylů základních souborů, podle následujícího vztahu:

$$F = \frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_2^2}$$

(2-19)

kde $\hat{\sigma}_1$ a $\hat{\sigma}_2$ jsou odhady z výběrových rozptylů vypočítané podle následujících vztahů:

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{n_1}{n_1 - 1} * s_1^2$$

(2-20)

$$\hat{\sigma}_2^2 = \frac{n_2}{n_2 - 1} * s_2^2$$

(2-21)

Vypočítaná hodnota F je porovnána s kritickou hodnotou F_α z tabulek podle zvolené hladiny významnosti. Je-li $F > F_\alpha$ je parametr statisticky významný.

- **Interval spolehlivosti** nám podává informaci o odhadovaném rozmezí, ve kterém se bude skutečná hodnota parametru vyskytovat s určitou pravděpodobností. Je-li v takovém intervalu nula, je parametr statisticky nevýznamný (Hušek, 1995). K výpočtu je využíván následující vztah:

$$\gamma_{ii \text{ interval}} = \gamma_{ii} \pm t_{\alpha} S_{bi} \quad (2-22)$$

III. ekonometrická verifikace modelu

Ekonometrická verifikace se zaměřuje na kontrolu splnění stanovených podmínek, nezbytných k aplikaci ekonometrických metod, testů či technik. Při nesplnění těchto podmínek by model tendoval k vygenerování výsledků nemajících potřebnou oporu v realitě. Jinými slovy je pomocí ekonometrické verifikace zjišťováno, zda jsou parametry navrženého ekonometrického modelu nejlepší (nemají příliš velký rozptyl), nestranné (nejsou podhodnoceny ani nadhodnoceny) a konzistentní (s rostoucím počtem pozorování se odhad zlepšuje). Příkladem ekonometrických kritérií je test autokorelace reziduí, kritéria multikolinearity, kritéria heteroskedasticity či normality reziduí.

- **Autokorelace reziduí** spočívá v závislosti reziduální složky na svých vlastních zpožděných příp. budoucích hodnotách a jejím důsledkem je, že odhad nesplňuje potřebné podmínky, jelikož není nejlepší, ačkoli je nestranný a konzistentní. Příčinou autokorelace reziduí může být například zvolení nevhodného tvaru funkce (např. aplikace lineární funkce u nelineární závislosti), opomenutí podstatné proměnné či nesprávná dynamizace modelu (opomenutí správných zpožděných proměnných) (Skripta ČZU, 2015).

Testy ke zjištění autokorelace reziduí:

- i. Durbin – Watsonův test
- ii. Breusch – Godfreyův test
- iii. Godfreyův test

Durbin-Watsonův test (DW statistika) je používán za účelem testování autokorelace 1. řádu podle vzorce vyjádřeného podílem součtu čtverců rozdílů mezi sousedními rezidui a nevysvětleného či reziduálního součtu čtverců (Hušek, 2007):

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2} \quad (2-23)$$

kde u je rozdíl mezi skutečnou a teoretickou hodnotou neboli reziduum.

Na základě výsledné hodnoty DW statistiky, která se pohybuje v intervalu $<0;4>$, je rozhodnuto o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy.

Breusch – Godfreyův test vychází z následujícího vztahu:

$$u_t = \varphi_1 u_{t-1} + \varphi_2 u_{t-2} + \dots + \varphi_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2-24)$$

Dle nulové hypotézy autokorelace reziduí v modelu přítomna není, alternativní hypotéza tvrdí opak. Následně je vytvořen pomocný model dle vztahu:

$$\hat{u}_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varphi_1 \hat{u}_{t-1} + \varphi_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \varphi_p \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2-25)$$

Vytvořením pomocného modelu a aplikací Chí-kvadrát testu na něj zjistíme výslednou hodnotu, která bude porovnána s tabulkovou kritickou hodnotou. Je-li vypočítaná hodnota nižší než hodnota tabulková, není autokorelace v modelu identifikována (nulová hypotéza se potvrdila). Vedle výpočtu Chí-kvadrát testu je dalším možným způsobem porovnání hodnoty p , u které ovšem autokorelace nebude potvrzena v opačném případě, tedy když p bude větší než vypočítaná hodnota.

Příčiny autokorelace reziduí dle Lejnarové (2009) mohou být následující:

- i. setrvačnost ve vývoji ekonomických veličin,
- ii. chybná či nepřesná specifikace modelu,
- iii. chyby ve výběrovém souboru plynoucí z měření či sledování dat, které se promítnou do náhodné složky,

- iv. nevhodně nastavené zpoždění u vysvětlujících proměnných,
- v. chybná transformace výběrového souboru.

Řešení autokorelace reziduí:

Je-li v modelu identifikována autokorelace reziduí, je nutné tento problém vyřešit, jelikož pokud bychom na řešení rezignovali, výsledkem bude neeficientní výsledný odhad daného LRM. Způsobů řešení autokorelace reziduí je dle Hančlové (2012) více:

- i. úprava specifikace modelu,
 - ii. změna funkční formy,
 - iii. dynamizace,
 - iv. zahrnutí vynechané podstatné proměnné,
 - v. využití zpožděných proměnných apod.
- **Multikolinearita** je nežádoucím jevem snižujícím významnost strukturálních parametrů modelu. Problém multikolinearity nastává v případě, kdy mezi vysvětlujícími proměnnými existuje lineární závislost a matice vysvětlujících proměnných nemá plnou hodnotu. Existuje-li pouze jeden lineárně závislý vztah mezi vysvětlujícími proměnnými, jedná se o kolinearitu, je-li jich více, jde o multikolinearitu. Problematická vysoká multikolinearita je zjišťována z korelační matice zobrazující párové korelační koeficienty, přičemž kritické jsou při vyhodnocení hodnoty nad +0,8 a pod -0,8, problematickou tedy není jen vysoká závislost mezi vysvětlujícími proměnnými, ale také perfektní multikolinearita. Multikolinearita mezi exogenními a endogenní proměnnou je naopak žádoucí, nepotřebujeme ji tedy detekovat a odstranit.

Testy ke zjištění multikolinearity:

- Farrar – Glauberův test

Příčiny multikolinearity dle Huška (2007) mohou být:

- i. identická trendová tendence ekonomických časových řad (zejména u makroekonomických dat),
- ii. nesprávné zpoždění vysvětlujících proměnných,

- iii. nevhodné použití dummy proměnných,
- iv. neexperimentální charakter disponibilních dat při průřezové analýze.

Řešení multikolinearity:

- i. vypuštění problémové proměnné z modelu - zjednodušení modelu,
 - ii. transformace některé z vysvětlujících proměnných (např. přechod na postupné diference či relativní přírůstky),
 - iii. zařazení dummy proměnné,
 - iv. aplikace metody hlavních komponent (množina původních vysvětlujících proměnných se transformuje na jinou množinu vysvětlujících proměnných),
 - v. aplikace hřebenové regrese (umělé zvětšení všech prvků na diagonále matice vysvětlujících proměnných o stejnou konstantu za účelem dosažení vyšší hodnoty determinantu této matice),
 - vi. nasazení Steinovy odhadové funkce (princip kritéria minima kvadratické ztrátové funkce),
 - vii. využití apriorní (mimomodelové) statistické informace.
- **Heteroskedasticita** je problematický jev, který nastává, není-li rozptyl náhodné složky konstantní a konečný. Jde tedy o v čase se měnící rozptyl reziduí, kvůli němuž není odhad nejlepší. Opakem heteroskedasticity je tzv. homoskedasticita, která naopak dosvědčuje významnost parametrů. Ověřit nepřítomnost heteroskedasticity je možné graficky nebo parametrickými či neparametrickými testy.

Testy ke zjištění heteroskedasticity:

- i. Breusch - Paganův test
- ii. Whiteův test

Oba výše zmíněné testy jako počáteční hypotézu předpokládají homoskedasticitu, její potvrzení tedy znamená vyloučení existence heteroskedasticity, přičemž k učinění závěru je obdobně jako při testování autokorelace reziduí porovnávána p hodnota. U p hodnoty je žádoucí co nejvyšší hodnota, aby byla potvrzena homoskedasticita.

Breusch - Paganův test testuje nulovou hypotézu za předpokladu normality reziduí a při využití následující alternativní hypotézy:

$$\sigma_i^2 = h(z_i' a) \quad (2-26)$$

kde h je funkce nezávislá na i ,
 $z_i = (1, x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{ik})'$ je $k \times 1$ vektor nezávisle proměnných, kde první prvek = 1,
 $a = (\alpha_1, \tilde{\alpha}')'$ je $k \times 1$ vektor neznámých koeficientů.

(Vzhledem k tomu, že prvním prvkem je 1, homoskedasticitu vyjadřuje nulová hypotéza $H_0: \tilde{\alpha} = 0$.)

Whiteův test se zakládá na předpokladu nekonzistence odhadu kovarianční matice, je-li v modelu identifikována heteroskedasticita. Pro užití Whiteova testu je třeba alespoň 30 pozorování a zároveň je nezbytná správná specifikace modelu. Tvar pomocné testovací regrese při výskytu tří vysvětlujících proměnných je následující (Hušek, 2007):

$$e_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{3i}^2 + \alpha_6 X_{2i} X_{3i} + v_i \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (2-27)$$

Následující testovací statistika je vyjádřena takto:

$$LM = nR_e^2 \quad (2-28)$$

kde R_e^2 je koeficient vícenásobné determinace (z předchozí testovací regrese (2-27)).

Hodnota R_e^2 je porovnána s kritickou hodnotou získanou z tabulek a jeli R_e^2 menší, je nulová hypotéza o homoskedasticitě přijata.

Z důvodu výpočetní náročnosti uvedených testů bude při ekonometrickém modelování v následujících částech práce využit software Gretl.

Heteroskedasticita je obvyklá zejména u modelů využívajících panelová či průřezová data, u časových řad se jev může vyskytnout např. v případě strukturálního šoku (Hušek, 1995).

Příčiny heteroskedasticity jsou dle Wooldridge (2016) následující:

- i. rozdíly průřezových dat v náhodném výběru pozorování,
- ii. přítomnost odlehlých pozorování,
- iii. chybná specifikace modelu, zejména nezahrnutí podstatné vysvětlující proměnné do modelu či nevhodně zvolená funkční forma,
- iv. chyby plynoucí z měření dat,
- v. nevhodná transformace dat či nesprávný způsob nahrazení chybějících dat,
- vi. nevhodné užití kombinace časové a průřezové analýzy v panelových modelech.

Řešení heteroskedasticity:

- i. úprava specifikace modelu,
 - ii. zahrnutí chybějící podstatné proměnné,
 - iii. logaritmická transformace,
 - iv. využití vážené metody nejmenších čtverců či zobecněné metody nejmenších čtverců (Green, 2012).
- **Normalita reziduí** může být ověřována různými způsoby – graficky či neparametrickým testováním, účelem je vždy zjistit, zda byl dodržen jeden ze základních předpokladů lineárního regresního modelu, a to normální rozdělení. Diagnostika normality reziduí grafickým způsobem je prováděna porovnáním rozdělení četností reziduí s Gaussovou křivkou normálního rozdělení.

Testy ke kontrole normality reziduí:

- v. Chí – kvadrát test
- vi. Jarque-Bera test
- vii. Kolmogorov – Smirnovův test

SW Gretl, který bude využíván k modelování v předkládané diplomové práci, využívá Jarque-Bera test, proto bude podrobněji rozebrán tento postup, který vychází ze vztahu:

$$W = T \left(\frac{\hat{y}_1^2}{6} + \frac{\hat{y}_2^2}{24} \right) \quad (2-29)$$

kde \hat{y}_1 je koeficient šikmosti,
 \hat{y}_2 je koeficient špičatosti.

Přičemž na základě uvedeného vztahu je vypočítaná hodnota W poměřována podle následujícího kritéria:

$$W \geq X_{1-\alpha}^2(2) \quad (2-30)$$

Platí-li uvedené kritérium, rozdělení reziduí není normální, jelikož počáteční hypotéza předpokládá normalitu. Dalším způsobem určení normality reziduí dle Hančlové (2012) je poměření hodnoty p se zvolenou hladinou významnosti α , přičemž nulová hypotéza předpokládající normalitu reziduí platí, je-li $p \geq \alpha$.

Řešení nenormality rozdělení:

Nemá-li soubor dat normální rozdělení, může být řešením vytvoření robustního odhadu neboli přistoupení k neparametrickým metodám odhadu. Robustní odhady jsou využívány zejména tam, kde jsou identifikovány hrubé chyby měření, ale přesto je daný soubor dat využit k odhadu parametrů modelu. Robustními statistickými metodami jsou např. useknuté průměry, pořádkové statistiky a windsorizované průměry, ale i Hodgesova-Lehmannova, Huberova, Tukeyova a Hempelova teorie, jak konstruovat robustní odhady v různém slova smyslu optimálně.

- **Specifikační chyby** jsou dalším významným problémem, který může být v modelu identifikován a které vznikají zpravidla vlivem nesprávné specifikace funkční formy modelu nebo opomenutím relevantních vysvětlujících proměnných (Hančlová, 2012). K diagnostice takových chyb jsou používány testy, jež mohou být rozděleny do dvou skupin, a to testy specifikace a testy chybné specifikace. Odlišují se tím, že

v případě prvních jmenovaných testů specifikace lze určit nulovou i alternativní hypotézu. Naproti tomu u testy chybné specifikace alternativní hypotéza není definována.

Testy specifikace:

- i. testování významnosti vysvětlujících proměnných pomocí t-testu (viz výše)
- ii. testování významnosti celého modelu pomocí F-testu

Testy chybné specifikace:

- i. Durbinův-Watsonův (DW) test (viz výše)
- ii. RESET test (Ramsey test)
- iii. LM test (Lagrange multiplier)
- iv. Chowův test

Při provádění **RESET testu** je nejprve stanovena nulová hypotéza, podle které je model specifikován správně, a alternativní hypotéza, která tvrdí opak. Následně jsou odhadnuty parametry podle vztahu:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_t \quad (2-31)$$

Následně jsou přidány další vysvětlující proměnné, a to druhá a třetí mocnina odhadu Y (testování výraznějších nelinearit):

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 \hat{Y}_i^2 + \beta_3 \hat{Y}_i^3 + u_i \quad (2-32)$$

V dalším kroku je dopočtena hodnota koeficientu determinace pro původní R_0^2 i pro upravený model R_1^2 , na základě čehož je vypočítána statistika F podle následujícího vztahu:

$$F = \frac{\frac{(R_1^2 - R_0^2)}{(p_1 - p_0)}}{\frac{(1 - R_1^2)}{(n - p_1)}} \quad (2-33)$$

kde p_0 je počet parametrů původního modelu,
 p_1 počet parametrů v novém modelu.

Je-li vypočítaná hodnota $F \geq F_{1-\alpha}(p_1 - p_0; n - p_1)$ je nulová hypotéza zamítnuta, tedy specifikace modelu je chybná. RESET test však nemusí vždy rozhodnout mezi alternativními modely, jelikož může nastat varianta, kdy žádná z hypotéz nebude zamítnuta.

Chowův test je používán za účelem porovnání změny parametru nebo více parametrů mezi dvěma soubory dat (Chow, 1960). Soubor dat je rozdělen na dvě skupiny, přičemž rozdělení je právě v místě, kde je předpokládán „bod zlomu“. Účelem testu je zjistit, zda se parametry v předpokládaném bodě skutečně změní. Maticovým zápisem lze formulovat Chowův test následovně (Kováčik, 2014):

$$\begin{aligned}y_1 &= X_1\beta_1 + \varepsilon_1 \\y_2 &= X_2\beta_2 + \varepsilon_2\end{aligned}\tag{2-34}$$

kde y_1 a y_2 jsou vektory závislých proměnných ($n_1 \times 1$, $n_2 \times 1$ v příslušném pořadí),

X_1 a X_2 jsou matice vysvětlujících proměnných ($n_1 \times k$, $n_2 \times k$).

Nulová hypotéza, dle které je určen předpokládaný bod zlomu, je ověřována pomocí F-testu (Kováčik, 2014).

Řešení chybné specifikace:

- i. vypuštění nadbytečné proměnné,
- ii. zahrnutí chybějící podstatné proměnné,
- iii. informační kritéria.

Informační kritéria vypovídají o shodě modelu s daty na základě sumy čtverců reziduí. Za účelem správné specifikace modelu je třeba zvolit ten, jehož informační kritéria jsou nejnižší.

- Akaikeho informační kritérium (AIC),
- Bayesovo informační kritérium či Schwarzovo informační kritérium (BIC nebo SIC),
- Hannan-Quinnovo kritérium (HQC).

Akaikeho informační kritérium slouží k posouzení, zda není model chybně specifikován, což by indikovalo potřebu jej rozšířit. Statistika AIC je definována následujícím vztahem:

$$AIC = -2 \ln l[\beta, (t_1, d_1), (t_2, d_2) \dots, (t_n, d_n)] + 2(c + a) \quad (2-35)$$

kde $l[\beta, (t_1, d_1), (t_2, d_2) \dots, (t_n, d_n)] + 2(c + a)$ je logaritmus věrohodnostní funkce modelu,
 c je počet vysvětlujících proměnných v modelu,
 a je počet parametrů uvažovaného rozdělení pravděpodobnosti.

Statistika AIC zohledňuje věrohodnost i složitost modelu, přičemž vhodnější volbou budou ty modely s nižší statistikou AIC, což indikuje lepší schopnost modelu „sedět“ na pozorovaná data (Holčík, 2015).

Dalším informačním kritériem je **Bayesovo informační kritérium**, které oproti AIC intenzivněji penalizuje složitější modely. Dle tohoto kritéria je nejvhodnějším modelem ten s nejnižší hodnotou kritéria, přičemž všechny, u kterých je hodnota menší než 2, jsou považovány za potenciálně vhodné.

$$BIC_i = -2 \ln L_i + K_i \ln(n) \quad (2-36)$$

- **Stacionarita dat** je rozlišována na striktní a slabou. Striktní stacionarita předpokládá invariantní chování (rozdělení) příslušného náhodného procesu vůči časovým posunům. Obecně je stacionarita vlastnost náhodného procesu, která mu přisuzuje časovou invariantnost jeho statistických momentů. O stacionárním náhodném procesu lze říci, že jeho pravděpodobnostní funkce je nezávislá na čase. Při slabé stacionaritě se pak požaduje, aby příslušný náhodný proces měl konstantní střední hodnotu, konstantní rozptyl a pro kovariance platil následující vztah (Křivý, 2012):

$$\text{cov}(Y_t, Y_s) = \text{cov}(Y_{t+h}, Y_{s+h}) \quad (2-37)$$

Uvedený vztah stanovuje požadavek, aby závislost mezi dvěma libovolnými pozorováními závisela jen na jejich časové vzdálenosti a nikoli na jejich časovém umístění v řadě (Křivý, 2012). Slabá stacionarita vícerozměrného časové řady je definována obdobně jako v případě časové řady jednorozměrné. O slabé stacionaritě hovoříme, jsou-li splněny následující podmínky:

$$1. \quad E(Y_t) = \mu < \infty \quad (2-38)$$

pro všechny hodnoty t , kde μ je m -rozměrný sloupcový vektor středních hodnot jednotlivých časových řad;

$$2. \quad E[(Y_t - \mu)(Y_t - \mu)^T] = \Sigma \quad (2-39)$$

pro všechny hodnoty t , kde Σ je kovarianční matice typu $m \times m$, na jejíž diagonále jsou rozptyly jednotlivých časových řad a mimo diagonálu jejich kovariance;

$$3. \quad E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)^T] = \Gamma_k \quad (2-40)$$

pro všechny hodnoty t , kde Γ_k je autokovarianční maticová funkce řádu k (typu $m \times m$), na jejíž diagonále jsou autokovariance řádu k jednotlivých časových řad v čase t pro danou hodnotu k a mimo diagonálu kovariance těchto řad, přičemž jedna je uvažována v čase t a druhá v čase $t + k$ (Křivý, 2012).

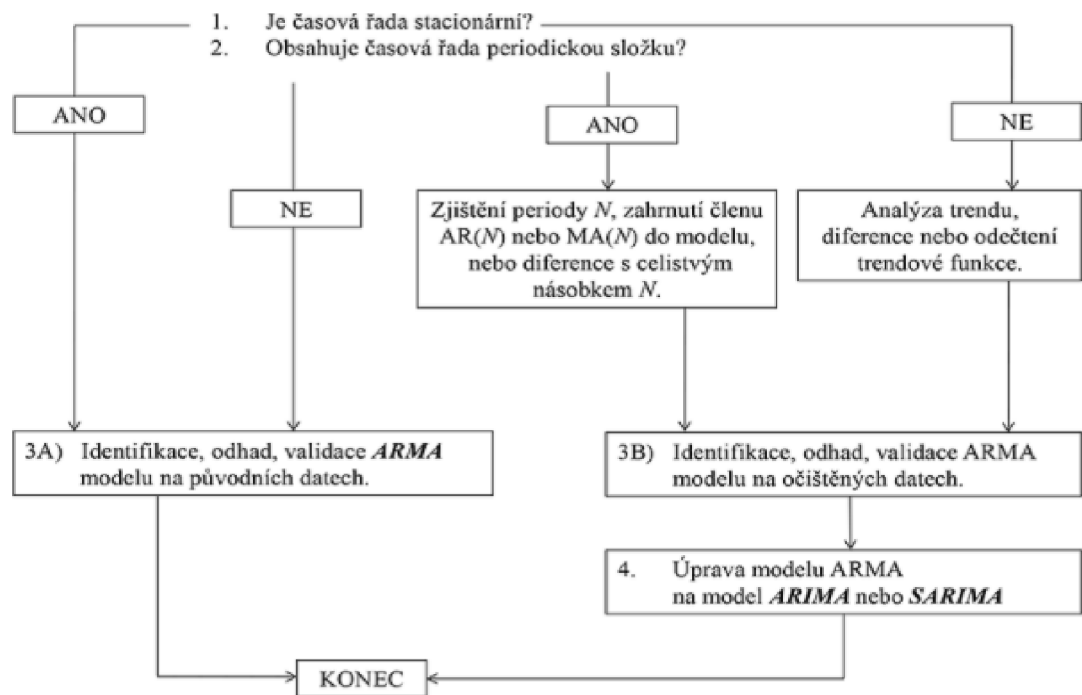
Řešení nestacionarity dat:

Jsou-li sledované časové řady nestacionární, možným řešením je jejich stacionarizace neboli očištění od vlivů zjištěného trendu, které je možné provést např.:

- i. stacionarizací diferencováním,
- ii. stacionarizací odečtením proložené trendové funkce.

Využití postupných diferencí ke stacionarizaci dat vede k očištění dat od vlivů zjištěného trendu, přičemž jednoduché diferencování vede k potlačení lineárního trendu, dvojitě diferencování k potlačení trendu kvadratického. Diferencováním je zjištěn řád s parametrem d a výsledný model je označován jako $ARIMA(p, d, q)$. K lepší orientaci může posloužit následující schéma postupu stacionarizace v případech konstrukce modelu na diferencovaných datech. V případech, kdy je časová řada nestacionární nebo se v ní vyskytuje významná periodická složka, je doporučeno diferencování časové řady podle Box-Jenkinsovy metodiky:

Obrázek 2 - Úprava modelu ARMA na model ARIMA nebo SARIMA



Zdroj: Holčík, 2015.

2.1.5 Využití ekonometrických modelů

Projde-li navržený ekonometrický model ověřením a vyhodnocením, které bylo nastíněno v předchozí části práce, je na základě takové validace možné aplikovat jej do konkrétních situací, což je obvykle hlavní účel, za kterým je ekonometrická analýza prováděna. Variant, jakými lze v praxi aplikovat ekonometrické analýzy a modelování, je dle Huška (2007) mnoho. Kvantitativní analýza určitého problému či systému v období, ke kterému jsou k dispozici relevantní data, bude právě cílem také této diplomové práce,

relevantní možností aplikace je totiž právě zkoumání vztahů mezi vybranými makroekonomickými proměnnými.

Simulace

Za zmínku stojí také využití modelů při strukturální analýze k aplikaci simulačních metod. V těchto oblastech se často pracuje s pojmem pružnost či elasticita, kterou je možné stanovit pro jednotlivé proměnné v modelu. Vztah pro výpočet pružnosti vypadá následovně:

$$e_{ii} = \frac{\partial y}{\partial x_i} * \frac{x_i}{\hat{y}} \quad (2-41)$$

kde e_{ii} je koeficient pružnosti proměnné.

Na základě tohoto vztahu zjistíme koeficienty vyjadřující absolutní vliv vysvětlující proměnné na proměnnou vysvětlovanou, jinými slovy o kolik se změní y , když se změní x o jednotku.

Z pružností proměnných vychází také simulace scénářů, která slouží ke kvantifikaci dopadů určitých změn jednotlivých veličin na ostatní proměnné v modelu. Zjednodušeně řečeno se jedná o zjištění „*když se A změní o x , B se změní o y* “. Pro ilustraci lze uvést příklad, že pokud budeme mít model zaměřený na spotřebu mléka v ČR (vysvětlovaná proměnná), a zároveň bude v modelu obsažena cena mléka za litr (vysvětlující proměnná), můžeme kvantifikovat dopady změn ceny mléka na jeho spotřebu.

Prognózy

Jak napovídá již závěr předchozího odstavce, další významnou funkcí ekonometrických modelů je možnost vytvoření budoucích prognóz vycházejících z modelových zjištění. Díky tomuto postupu může být vytvořena předpověď budoucího vývoje hodnot sledovaných veličin. Je třeba mít však na paměti, že prognostické metody pracují vždy pouze s určitou pravděpodobností.

Základními dvěma druhy prognóz jsou předpovědi *ex-ante* a předpovědi *ex-post*:

- a) Prognózy **ex-ante** jsou předpovědi ve svém pravém slova smyslu. Jedná se o kvantifikaci pravděpodobného budoucího vývoje na základě modelu vycházejícího z dat minulých. Přesnost, s jakou je model schopen předpovědět vývoj do budoucna,

se zpravidla snižuje s prodlužujícím se délkou předvídaného časového rozmezí, respektive čím více období do budoucna prognóza zpracovává, tím větší interval možných hodnot je generován.

- b) Prognózy **ex post** nejsou předpověďmi doslova, ale jedná se spíše o předpověď fiktivní sloužící k ověření přesnosti odhadů generovaných modelem. Ex-post prognóza předpovídá období, ke kterým máme skutečná empirická data, která jsou následně s prognózou porovnána. Zjednodušeně řečeno z empirických dat, která máme k dispozici, není určitá část brána v úvahu, načež je vytvořen nový model nezahrnující tato vynechaná data. Následně je dle tohoto nového modelu zpracována prognóza pro v předchozím kroku vynechaná období. Odchylka modelem generovaných hodnot od skutečných empirických dat, která jsme záměrně opomněli, následně poskytne informaci o tom, jak přesně může model prognózovat další, ještě neznámá období. Aplikací simulačních postupů tedy můžeme zjistit, jakou má model predikční schopnost (Hušek, 2007).

Dalšími typy prognóz jsou následující:

- a) **Bodová prognóza** predikuje do budoucna pro jednotlivé proměnné určité konkrétní hodnoty pro dané období. Tato metoda pracuje s trendovými funkcemi, přičemž tvar lineární trendové funkce je následující:

$$\hat{x}_t = \gamma_0 + \gamma_1 t \quad (2-42)$$

kde \hat{x}_t je teoretická hodnota predeterminované proměnné,
 $\gamma_0, \gamma_1 t$ jsou neznámé parametry,
 t je časový vektor.

Na základě uvedeného vzorce jsou vypočítány parametry, které jsou následně dosazeny do redukovaného modelu:

$$\hat{y}_{(T+h)} = M * \hat{x}_{(T+h)} \quad (2-43)$$

kde $\hat{y}_{(T+h)}$ je prognózované hodnoty endogenních proměnných v období T+h,

$\hat{x}_{(T+h)}$ je prognózované hodnoty predeterminovaných proměnných v období,

M je matice multiplikátorů,

$(T+h)$ je časový vektor,

T je délka časové řady,

h je počet prognózovaných období.

Redukovaný tvar modelu

Dosud bylo o modelu v předkládané diplomové práci pojednáváno ve smyslu jeho strukturálního tvaru. Rozdíl mezi strukturálním a redukovaným tvarem spočívá v tom, že ve strukturálním tvaru jsou endogenní proměnné závislé na predeterminovaných proměnných, ale i na ostatních endogenních proměnných, které jsou v roli vysvětlujících proměnných. Oproti tomu v redukovaném tvaru jsou endogenní proměnné závislé pouze na predeterminovaných proměnných. Redukovaný tvar je vhodný hlavně pro zkoumání samotného modelu, dále nachází své využití právě v souvislosti s prognózováním.

- Maticový zápis strukturální formy:

$$\mathbf{B}y_t + \mathbf{\Gamma}x_t = u_t \quad (2-44)$$

kde matice \mathbf{B} obsahuje parametry endogenních proměnných [g_xg],
matice $\mathbf{\Gamma}$ obsahuje parametry predeterminovaných proměnných [g_xk].

- Maticový zápis redukované formy:

$$y_t = \mathbf{M}x_t + v_t \quad (2-45)$$

kde matice multiplikátorů \mathbf{M} obsahuje parametry před predeterminovanými proměnnými v redukovaném tvaru modelu [g_xk].

b) Intervalová prognóza naproti tomu vymezuje očekávání v podobě intervalu, ve kterém se proměnná bude pohybovat (Hušek, 2007). Intervaly prognózy, respektive minimální a maximální hodnoty daného prognózovaného rozmezí mohou být zjištěny dvěma způsoby:

1. výpočtem intervalu na základě chyby prognózy endogenní proměnné:

$$Y_{interval} = Y_1 \pm t_\alpha S_{bi} \quad (2-46)$$

2. výpočtem intervalu na základě trendové funkce:

$$\hat{x}_{T+h}^{min} = (a \pm 2SE_a) + (b \pm 2SE_b)(T + h) \quad (2-47)$$

kde SE_a a SE_b jsou chyby parametrů.

Jedním z typů intervalového odhadu neznámého parametru je **interval spolehlivosti** neboli konfidenční interval, pomocí kterého lze zjistit, jak přesný daný odhad je (Němec, 2009). Intervaly spolehlivosti představují míru nejistoty, s jakou budeme počítat při úvaze o skutečné hodnotě neznámého parametru. Jinými slovy nám konfidenční interval zprostředkuje informaci o rozsahu, v jakém se s velkou pravděpodobností nachází skutečná hodnota daného parametru. Konfidenční interval odpovídá hladině spolehlivosti prognózy a je úzce spjat s problematikou testování hypotéz, které má svou hladinu významnosti. Budeme-li aplikovat při testování hypotéz přístup skrze interval spolehlivosti, bude hladina významnosti rovna 100 % minus hladina spolehlivosti (Němec, 2009). Obvykle používanými hodnotami intervalu (hladiny) spolehlivosti jsou 95 % či 99 %.

3 Teoretická východiska

3.1 Zdanění příjmů fyzických osob

Souhrn veškerých povinných daní i poplatků odváděných do státního rozpočtu a fondů je označován za daňový systém daného státu. Daňový systém České republiky se vyznačuje podobnou charakteristikou jako systémy vyspělých a zemí a odpovídá schématu tradičnímu v evropském prostředí (Finanční správa, 2013).

Daň je definována jako nedobrovolná, nenávratná, neekvivalentní a neúčelová platba, přičemž právě prvek neúčelovosti a neekvivalentnost ji odlišuje od poplatků (Karfíková, 2018). Daně jsou rozlišovány na daně přímé a nepřímé, přičemž příjmy do státního rozpočtu plynou zhruba ve stejné míře z obou těchto skupin (Finanční správa, 2013). Daň z příjmu, daň z nemovitostí a silniční daň jsou řazeny mezi přímé daně, naproti tomu do skupiny nepřímých patří daň z přidané hodnoty (DPH) a daně spotřební.

Primární rozdělení způsobů zdanění příjmů v České republice je na zdanění příjmů fyzických osob (dále jen „*FO*“) a příjmů právnických osob (dále jen „*PO*“). Oba způsoby zdanění jsou upraveny stejným právním předpisem, a to zákonem č. 586/1992 Sb., o daních z příjmu, ve znění pozdějších předpisů (dále jen „*ZDP*“), přičemž zdanění příjmů fyzických osob je upraveno v části první ZDP počínaje § 2 a násl. a zdanění příjmů osob právnických v části druhé od ustanovení § 17 dále.

Daň z příjmu FO je v současnosti asi nejsložitější konstrukcí daňového systému v ČR, nehledě na to se ale jedná o nezbytnou složku příjmové strany státního rozpočtu, bez které by se stát jen stěží obešel. Jednotlivé aspekty zdanění příjmů FO se však v průběhu času mění, přičemž významný podíl na směřování takových změn nese aktuálně vládnoucí politická reprezentace. Poplatníky daně z příjmu fyzických osob jsou dle současné legislativy FO, které jsou daňovými rezidenty České republiky nebo daňovými nerezidenty. Pojmové rozlišení FO od PO nalezneme v zákoně č. 89/2012 Sb., občanský zákoník, ve znění pozdějších předpisů (dále jen „*OZ*“), který ve svém § 19 odst. 1 sděluje následující:

„Každý člověk má vrozená, již samotným rozumem a citem poznatelná přirozená práva, a tudíž se považuje za osobu. Zákon stanoví jen meze uplatňování přirozených práv člověka a způsob jejich ochrany.“

FO je tedy každý jednotlivý biologicky existující člověk. Naproti tomu PO je dle § 20 odst. 1 OZ:

„...organizovaný útvar, o kterém zákon stanoví, že má právní osobnost, nebo jehož právní osobnost zákon uzná. Právnícká osoba může bez zřetele na předmět své činnosti mít práva a povinnosti, které se slučují s její právní povahou.“

Daňový rezident je v § 2 odst. 2 ZDP vymezen jako osoba (fyzická i právnická), která má na území České republiky bydliště nebo se zde obvykle zdržuje. Problematickou otázkou by mohlo být vymezení slovního spojení „obvykle se zdržují“. Z toho důvodu tak bylo najisto stanoveno hned v odstavci 4 daného ustanovení, že za osoby obvykle se zdržující v ČR se považují osoby zde pobývajících alespoň 183 dnů v příslušném kalendářním roce, a to souvisle nebo v několika obdobích, přičemž do doby 183 dnů se započítává každý započatý den pobytu. Daňovými nerezidenty jsou pak osoby nenaplňující znaky rezidentů uvedené výše nebo osoby, o nichž tak stanoví mezinárodní smlouva. Osoby, jež se v České republice zdržují pouze za účelem studia či léčení jsou považovány za daňové nerezidenty a zdaněny jsou pouze ty jejich příjmy, které plynou ze zdrojů na území České republiky, a to i v případě, že se tyto osoby v ČR obvykle zdržují (§ 2 odst. 3 ZDP).

3.1.1 Vývoj daně z příjmů fyzických osob

Jak je vidno již z roku vydání ZDP (1992), od vzniku samostatné ČR, tedy od roku 1993 do současnosti je zdanění FO upraveno stále stejným zákonem, již nesčetněkrát novelizovaným. Od roku 1993 do roku 2007 byly příjmy FO daněny klouzavě progresivní daňovou sazbou, přičemž hraniční hodnoty jednotlivých pásem a tedy i samotná sazba se v průběhu let měnila. Vývoj sazeb je naznačen v tabulce níže:

Tabulka 1 - Vývoj sazby daně z příjmu FO

Rok	Sazba daně v jednotlivých daňových pásmech					
1993	15 %	20 %	25 %	32 %	40 %	47 %
1994	15 %	20 %	25 %	32 %	40 %	44 %
1995	15 %	20 %	25 %	32 %	40 %	43 %
1996 – 2000	15 %	20 %	25 %	32 %	40 %	-
2001 – 2005	15 %	20 %	25 %	32 %	-	-
2006 - 2007	12 %	19 %	25 %	32 %	-	-

Zdroj: Píchová, 2017, vlastní zpracování

Jednotná sazba pro daně z příjmů FO byla zavedena počínaje zdaňovacím obdobím roku 2008 a její výše byla stanovena na 15 %, přičemž tato výše byla aplikována až do roku 2020. Inspirací k zavedení lineární sazby daně byly okolní evropské státy, ve kterých bylo k tomuto kroku přistoupeno již před rokem 2008 (Skálová, 2013). Součástí důležitého daňového balíčku účinného od zdaňovacího období roku 2008 bylo dále zrušení společného zdanění manželů, které bylo v ČR aplikováno od roku 2005. Vypuštění společného zdanění manželů bylo třeba určitým způsobem kompenzovat, což mělo být zajištěno navýšením daňových slev (např. sleva na manžela) a zavedením daňového zvýhodnění (Skálová, 2013).

Od roku 2013 bylo zavedeno solidární zvýšení daně ve výši 7 % pro poplatníky s nadlimitními příjmy. Ačkoli tak byla jednotná sazba 15 % zachována, prakticky došlo k zavedení druhého pásma sazby, tedy v určitém smyslu lze hovořit opět o progresivním zdanění. K tomuto kroku bylo přistoupeno z důvodu rostoucího veřejného dluhu a původně mělo toto opatření trvat pouze do roku 2015 (Skálová, 2013).

Dosud nejvýznamnější změnou daňového zatížení příjmů FO byl daňový balíček přijatý s účinností od 1. ledna 2021 jako zákon č. 609/2020 Sb. Součástí tohoto balíčku bylo kromě zrušení superhrubé mzdy také zrušení solidárního zvýšení daně. Solidární zvýšení tedy navzdory původnímu plánu bylo účinné 8 let. V současné době tak jsou příjmy FO dle ZDP zdaněny progresivně, a to dvěma daňovými sazbami ve výši 15 % a 23 % (podrobněji níže).

3.1.2 Příjmy ze závislé činnosti

Předmětem daně z příjmů fyzických osob jsou příjmy ze závislé činnosti, příjmy ze samostatné činnosti, příjmy z kapitálového majetku, příjmy z nájmu a ostatní příjmy, které jsou v tomto pořadí upraveny samostatně v § 6, 7, 8, 9 a 10 ZDP. Vzhledem k tomu, že hlavním tématem předkládané diplomové práce je superhrubá mzda, jež se vztahuje výlučně k příjmům ze závislé činnosti, bude dále pojednáváno zejména o této výšeči příjmů FO a jejich zdanění.

Dle § 6 odst. 1 ZDP jsou příjmy ze závislé činnosti:

„a) plnění v podobě

1. příjmu ze současného nebo dřívějšího pracovněprávního, služebního nebo členského poměru a obdobného poměru, v nichž poplatník při výkonu práce pro plátce příjmu je povinen dbát příkazů plátce,

2. funkčního požitku,

b) příjmy za práci

- 1. člena družstva,*
- 2. společníka společnosti s ručením omezeným,*
- 3. komanditisty komanditní společnosti,*

c) odměny

- 1. člena orgánu právnické osoby,*
- 2. likvidátora,*

d) příjmy plynoucí v souvislosti se současným, budoucím nebo dřívějším výkonem činnosti, ze které plynou příjmy podle písmen a) až c), bez ohledu na to, zda plynou od plátce, u kterého poplatník vykonává činnost, ze které plyne příjem ze závislé činnosti, nebo od plátce, u kterého poplatník tuto činnost nevykonává.“

Funkčními požitky jsou funkční platy a plnění poskytovaná v souvislosti se současným nebo dřívějším výkonem funkce či odměny za výkon funkce a plnění poskytovaná v souvislosti se současným nebo dřívějším výkonem funkce v orgánech obcí a jiných orgánech územní samosprávy, státních orgánech, spolcích a zájmových sdruženích, odborových organizacích, komorách, jiných orgánech a institucích (Finanční správa, 2021).

Podstatným znakem ve všech výše uvedených případech je určitá vzájemná závislost osoby vyplácející a osoby přijímající. Vymezením znaků pracovněprávního poměru se zabývali mnozí autoři, jedním z důvodů je právě částečné znevýhodnění zaměstnanců z daňového pohledu oproti OSVČ. Významným je výklad Nejvyššího správního soudu ČR, který ve svém rozsudku ze dne 13. února 2014, čj. 6 Ads 46/2013-35, který vymezil závislou práci následovně:

„zaměstnanec osobně a soustavně vykonává práci jménem zaměstnavatele a podle jeho pokynů, přičemž se vůči zaměstnavateli nachází v podřízeném vztahu.“

Nejvyšší správní soud dále za společný znak závislé práce považoval „*osobní či hospodářskou závislost zaměstnance na zaměstnavateli*“ a k vymezení pojmu přistoupil zejména za účelem odlišení závislé práce od jiných ekonomických aktivit (zejména samostatného podnikání), ale také od aktivit jiného charakteru (zejména mezilidské výpomoci).

Uvedený rozsudek se zabýval postihováním nelegální práce, přičemž reagoval na praxi, a totiž opakující se případy, kdy osobám vykonávajícím určitou činnost za úplatu je nabídnuta možnost pracovat raději „*na živnostenský list*“ než jako zaměstnanec. V současné

době se tento jev vyskytuje zejména v IT odvětví, ale i v dalších oblastech. I z toho důvodu je třeba stanovit na jisto, kdy jde o závislou práci, a kdy nikoliv.

Pracovní poměr vzniká mezi zaměstnavatelem a zaměstnancem na základě uzavření pracovní smlouvy, která musí být písemná, přičemž náležitosti vzniknuvšího pracovněprávního vztahu jsou upraveny kromě pracovní smlouvy zejména zákonem č. 262/2006 Sb., zákoník práce, ve znění pozdějších předpisů, ale i dalšími právními předpisy (např. zákonem č. 435/2004 Sb., o zaměstnanosti, ve znění pozdějších předpisů). Za pracovní smlouvu v širším slova smyslu je považována také dohoda o pracovní činnosti či dohoda o provedení práce. Důležité je však zmínit, že mzda či plat relevantní pro následné zdanění příjmu FO mohou být kromě pracovní smlouvy upraveny například mzdovým výměrem či interním předpisem (§ 305 zákona č. 262/2006 Sb., zákoník práce, ve znění pozdějších předpisů).

Za příjmy ze závislé činnosti je třeba ve smyslu § 6 ZDP považovat příjmy pravidelné i jednorázové bez ohledu na to, zda je na ně právní nárok či nikoli. Nerelevantním faktorem je dále také to, zda jsou vypláceny přímo zaměstnanci či jiné osobě. Příjmy ze závislé činnosti mohou být poskytovány v jakékoliv formě plnění, může se tedy jednat např. i o naturální požitky – příkladem budiž odměna zaměstnanci v podobě podnikového bytu, v takovém případě musí do daňového základu započítat nájemné obvyklé v daném místě a čase za daný byt (Finanční správa, 2021). Další položkou zařazenou mezi příjmy zaměstnance je odměna v podobě motorového vozidla, přičemž se nehledí na to, zda je vozidlo poskytováno zaměstnanci výhradně ke služebním účelům nebo i soukromým. Do základu daně se pak započítává 1 % vstupní ceny motorového vozidla za každý započatý kalendářní měsíc (§ 6 odst. 3 písm. b), odst. 6).

V § 6 odst. 7 ZDP je dále negativně vymezeno, co všechno není příjmem ze závislé činnosti, jinými slovy co všechno nesplňuje parametry předmětu daně z příjmu ze závislé činnosti:

- a) náhrady cestovních výdajů,
- b) hodnota osobních ochranných pracovních prostředků, pracovních oděvů a obuvi, mycích, čisticích a dezinfekčních prostředků a ochranných nápojů atd.,
- c) částky přijaté zaměstnancem zálohově od zaměstnavatele (zálohy na daň),
- d) náhrady za opotřebení vlastního nářadí, zařízení,
- e) povinná plnění zaměstnavatele na vytváření a dodržování pracovních podmínek pro výkon práce.

Odst. 9 stejného ustanovení ZDP dále vymezuje příjmy, které jsou osvobozeny od daně, přičemž z hlediska výpočtu výsledné daně je třeba osvobození odlišovat od výše uvedených příjmů, které nejsou předmětem daně. Osvobozeny tedy dle § 6 odst. 9 ZDP jsou:

- a) nepeněžní plnění vynaložená zaměstnavatelem na odborný rozvoj zaměstnanců,
- b) hodnota stravování poskytovaného jako nepeněžní plnění zaměstnavatelem zaměstnancům, přičemž od roku 2021 je tento bod rozšířen také o peněžítý příspěvek na stravování neboli stravenkový paušál (max 75,60 Kč za jednu směnu),
- c) hodnota nealkoholických nápojů poskytovaných jako nepeněžní plnění,
- d) nepeněžní plnění poskytovaná zaměstnavatelem zaměstnanci nebo jeho rodinnému příslušníkovi z fondu kulturních a sociálních potřeb,
- e) zvýhodnění poskytovaná zaměstnavatelem provozujícím veřejnou dopravu osob,
- f) příjmy ze závislé činnosti vykonávané na území ČR, plynoucí poplatníkům, kteří jsou daňovými nerezidenty, od zaměstnavatelů se sídlem nebo bydlištěm v zahraničí,
- g) hodnota nepeněžního bezúplatného plnění poskytovaného z fondu kulturních a sociálních potřeb,
- h) peněžní plnění za výstrojní a proviantní náležitosti,
- i) náhrady za ztrátu na služebním příjmu,
- j) hodnota přechodného ubytování,
- k) mzdové vyrovnání (rozdíl mezi dávkami nemocenského pojištění),
- l) náhrada za ztrátu na důchodu,
- m) příjmy za práci žáků a studentů z praktického vyučování a praktické přípravy,
- n) zvláštní příplatek nebo příplatek za službu v zahraničí,
- o) odstupné,
- p) příjmy do výše 500 000 Kč poskytnuté zaměstnavatelem jako sociální výpomoc,
- q) platba zaměstnavatele v celkovém úhrnu nejvýše 50 000 Kč ročně jako
 - příspěvek na penzijní připojištění,
 - příspěvek zaměstnavatele na doplňkové penzijní spoření,
 - příspěvek na penzijní pojištění,
 - příspěvek na pojistné, který hradí zaměstnavatel pojišťovně za zaměstnance na jeho pojištění pro případ dožití nebo pro případ smrti nebo dožití, nebo na důchodové pojištění,
- r) naturální plnění představitelům státní moci a některých státních orgánů a soudcům,

- s) náhrada prokázaných výdajů představitelům státní moci a některých státních orgánů a soudcům
- t) příjem získaný ve formě náhrady mzdy, platu nebo odměny,
- u) částky vynaložené zaměstnavatelem na úhradu výdajů spojených s výplatou mzdy a se srážkami ze mzdy zaměstnanci, s placením příspěvku na pojistné (připojištění) ve prospěch zaměstnance,
- v) příjem od téhož zaměstnavatele plynoucí zaměstnanci v podobě majetkového prospěchu při bezúročném zápůjčce až do úhrnné výše jistin 300 000 Kč z těchto zápůjček.

3.1.2.1 Základ daně

Základem daně je v souladu s § 5 ZDP rozdíl mezi výší zdanitelných příjmů dosažených poplatníkem ve zdaňovacím období (kalendářní rok) a daňových výdajů, je-li tento rozdíl kladný (§ 5 odst. 2). Je-li hodnota tohoto rozdílu záporná, nejedná se o záporný základ daně, nýbrž o daňovou ztrátu.

V případě, že poplatník je příjemcem více druhů příjmů současně, každý tento příjem generuje dílčí základ daně, jejichž součet je základem daně (§ 5 odst. 2). Na získaný základ daně zaokrouhlený na celé stokoruny nahoru je následně aplikována stanovená sazba, čímž je zjištěna odváděná daň. S přihlédnutím k tématu této práce bude dále podrobněji rozebrán dílčí základ daně z příjmů ze závislé činnosti.

ZDP vymezuje v současné době dílčí základ daně z příjmů ze závislé činnosti v § 6 odst. 12 jako „*příjmy ze závislé činnosti*“. Zde je však na místě uvést také předešlou právní úpravu, jelikož právě v tomto místě byla dříve zakotvena superhrubá mzda, když do konce roku 2020 znělo dané ustanovení následovně:

„Základem daně jsou příjmy ze závislé činnosti, s výjimkou uvedenou v odstavcích 4 a 5, zvýšené o částku odpovídající pojistnému na sociální zabezpečení a příspěvku na státní politiku zaměstnanosti a pojistnému na veřejné zdravotní pojištění, které je z těchto příjmů podle zvláštních právních předpisů povinen platit zaměstnavatel“ (dále jen „*povinné pojistné*“).

Právě dílčí základ daně z příjmů ze závislé činnosti byl superhrubou mzdou významně ovlivněn. Počáteční vstupní hodnotou pro výpočet byla hrubá mzda zaměstnance, v následující fázi výpočtu však docházelo k přičtení povinného pojistného placeného zaměstnavatelem. Pro názornost sazba pojistného na sociální zabezpečení činila v roce 2020

24,8 % a sazba pojistného na zdravotní pojištění 9 % z hrubé mzdy zaměstnance, což v důsledku znamenalo, že hrubá mzda zaměstnance byla o 33,8 % navýšena a výsledná hodnota sloužila jako dílčí základ daně. Pro tuto hodnotu se vžilo označení superhrubá mzda.

3.1.2.2 Nezdánitelné části základu daně

Nezdánitelné části základu daně jsou upraveny v § 15 ZDP, ve stručnosti si FO mohou ze základu daně odečíst následující plnění:

- bezúplatná plnění (dle starší terminologie také dary) vůči stanoveným subjektům (obce, kraje, organizační složky státu apod.),
- v uplynulém roce zaplacené úroky z hypotečního nebo obdobného úvěru na financování bytových potřeb (snížené o poskytnutý o státní příspěvek),
- pojistné na penzijní připojištění (penzijní připojištění, penzijní pojištění a doplňkové penzijní spoření),
- pojistné na soukromé životní pojištění,
- členské odborové příspěvky a
- úhradu za zkoušky ověřující výsledky dalšího vzdělávání.

Výše uvedené částky si mohou daňoví poplatníci odečíst prostřednictvím daňového přiznání nebo skrze roční zúčtování záloh podávaného zaměstnavateli (§ 35d odst. 6).

3.1.2.3 Sazba daně

Sazba daně z příjmu FO je stanovena v § 16 odst. 1 ZDP ve výši 15 %. Uvedená sazba se přitom vztahuje na část základu daně do 48násobku průměrné mzdy. Pro základ daně přesahující tuto úroveň je nově stanovena sazba ve výši 23 %. Druhá sazba je aplikována teprve od počátku roku 2021, přičemž tento institut nahrazuje předchozí solidární přírážku, také nazývanou jako „*daň bohatých*“. Ke zrušení solidární přírážky došlo zákonem č. 609/2020 Sb. neboli v rámci posledního daňového balíčku účinného od 1. ledna 2021, jehož součástí bylo mimo jiné také zrušení superhrubé mzdy, čímž bylo ukončeno její osmileté působení, když zavedena byla solidární přírážka roku 2013 (zákonem č. 500/2012 Sb. ze dne 19. prosince 2012, s platností od 27. prosince 2012 a s účinností od 1. ledna 2013).

3.1.2.4 Slevy na dani a daňová zvýhodnění

Slevy na dani pro poplatníky daně z příjmů fyzických osob jsou zakotveny v § 35ba ZDP. Slevy na dani je třeba odlišovat od osvobození od daně, jelikož důsledkem osvobození

od daně je, že daná částka se vůbec nestane součástí základu daně, tudíž vůbec nezasáhne do výpočtu (§ 4 ZDP). Naproti tomu sleva na dani se uplatní až na výsledné daňové zatížení, jde tedy skutečně o úlevu aplikovanou ex post na vypočtenou daň. Celková výše slevované částky je tvořena součtem všech poplatníkovi přiznaných slev, přičemž může jít o následující slevy, které lze kombinovat (§ 35ba odst. 1 až 4):

a) sleva na poplatníka

Základní sleva na poplatníka se aplikuje na daně všech poplatníků, kterým je ukládána daňová povinnost. Pro zdaňovací období 2021 je stanovena základní sleva na poplatníka ve výši 27 840 Kč.

b) sleva na manžela

Sleva na druhého z manželů žijícího s poplatníkem ve společně hospodařící domácnosti, pokud nemá vlastní příjem přesahující za zdaňovací období 68 000 Kč, je pro zdaňovací období 2021 stanovena ve výši 24 840 Kč. Má-li manžel, na kterého je sleva čerpána, nárok na průkaz ZTP/P zvyšuje se částka slevy na dvojnásobek, tedy na 49 680 Kč.

c) sleva na invaliditu

Sleva na invaliditu je rozlišena na dvě úrovně. První úroveň je poskytována, je-li poplatníkovi přiznán invalidní důchod pro invaliditu prvního nebo druhého stupně nebo zanikl-li poplatníkovi nárok na takový invalidní důchod z důvodu souběhu s nárokem na starobní důchod, v takovém případě má poplatník nárok na slevu ve výši 2 520 Kč. Druhou úrovní je rozšířená sleva na invaliditu, která je poplatníkovi přiznána v obdobných případech jako základní sleva na invaliditu, ale u invalidity třetího stupně, a která činí 5 040 Kč.

d) sleva na držitele průkazu ZTP/P

Je-li poplatník držitelem průkazu mimořádných výhod III. stupně pro zvlášť těžké postižení s potřebou průvodce, má nárok na slevu ve výši 16 140 Kč.

e) sleva na studenta

Sleva na studenta je přiznávána ve výši 4 020 Kč po dobu, po kterou se poplatník soustavně připravuje na budoucí povolání studiem nebo předepsaným výcvikem, a to až do dovršení věku 26 let (respektive 28 let v případě prezenční formy studia v doktorském studijním programu).

f) sleva za umístění dítěte

g) sleva za evidenci tržeb

3.1.2.5 Srážková daň

V určitých případech je daň z příjmu ze závislé činnosti FO vybírána tzv. srážkou podle zvláštní sazby daně. Rozdílem oproti klasickému způsobu zdanění je, že srážková daň je z platu stržena subjektem vyplácejícím daný příjem. Zvláštní sazba srážkové daně je stanovena v § 36 ZDP ve výši 15 %. Tento postup se aplikuje zejména v případech „*pracovních dohod*“ tedy dohody o provedení práce a dohody o pracovní činnosti za podmínek stanovených v ZDP, pokud zároveň poplatník nemá podepsané u zaměstnavatele Prohlášení poplatníka k dani neboli „*růžové prohlášení*“. Dále zaměstnavatel strhne srážkovou daň, pokud:

- úhrnná výše příjmů plynoucích na základě dohody o provedení práce od téhož plátce daně (od téhož zaměstnavatele) nepřesáhne za kalendářní měsíc částku 10 000 Kč (§ 15 odst. 8 ZDP), nebo
- úhrnná výše příjmů plynoucích na základě dohody o provedení práce od téhož plátce daně nepřesáhne za kalendářní měsíc částku rozhodnou pro účast zaměstnanců na nemocenském pojištění, která se pro rok 2021 navýšila na 3 500 Kč (na základě sdělení MPSV č. 436/2020 Sb. došlo k navýšení oproti částce 3 000 Kč v roce 2020).

3.2 Superhrubá mzda

Superhrubou mzdu lze považovat za vyčíslení celkových nákladů zaměstnavatele na zaměstnance (Kurzy.cz, 2021). Jedná se tedy o částku, která je vyšší než hrubá mzda ujednaná mezi zaměstnancem a zaměstnavatelem, a to z toho důvodu, že jsou v ní zahrnuty i platby na povinné pojistné, tedy odvody na sociální a zdravotní pojištění. Důležité je zdůraznit, že v superhrubé mzdě je zahrnuta vedle části odvodů odváděných zaměstnancem i ta část odvodů, které za zaměstnance hradí zaměstnavatel. Nad rámec hrubé mzdy je tedy v superhrubé mzdě obsažena i částka, jež nikdy příjmem zaměstnance nebyla. Z uvedeného jasně vyplývá, že superhrubá mzda je skutečně fiktivním konstruktem, když slouží jen a pouze k umělému navýšení daněného základu, a to ve výsledné výši o 34 %. Logické a spravedlivé odůvodnění institutu superhrubé mzdy bychom hledali pouze stěží, jeho hlavním cílem je totiž primárně zvýšit příjmy státního rozpočtu.

Velice kriticky se ke konstruktu superhrubé mzdy vyjádřila například Ilona Švihlíková, ekonomka, členka NERV:

„Navíc je superhrubá mzda paskvilem, neuvěřitelnou konstrukcí, která je v rozporu s jakoukoli praxí a teorií, protože uměle rozšiřuje daňový základ pro zaměstnance. Jde vlastně o takovou jednu velkou lež, oficiálně je daň patnáctiprocentní, ale ve skutečnosti jde přes dvacet procent. Tím se ještě více zvýrazňuje nepoměr mezi daněním zaměstnanců a OSVČ“ (iDnes.cz, 2020).

Absurdnost celého institutu superhrubé mzdy byla vyhnána do ještě většího extrému, když základ daně z příjmu zaměstnance byl navyšován o povinné pojistné i v případech, kdy zaměstnavatel neměl povinnost povinné pojistné za daného zaměstnance odvádět. Šlo o zaměstnance, kteří odváděli povinné pojistné podle zahraničních právních předpisů. Tímto postupem byl základ daně takového zaměstnance navýšen o částku, která nejen že nikdy nebyla příjmem zaměstnance, ale dokonce nebyla ani částkou reálně placenou za zaměstnance zaměstnavatelem.

Důvody pro zavedení superhrubé mzdy byly vedle zvýšení příjmů státního rozpočtu v krizi také snaha o vyšší transparentnost mzdových nákladů a o snížení administrativní zátěže podnikatelů spojené s účtováním vedlejších mzdových nákladů v rámci jejich mzdového účetnictví (Podnikatel.cz, 2007).

Na druhé straně nelze však ani opomenout a nezmínit určité nezpochybnitelné důvody, které k zavedení superhrubé mzdy vedly. K vytvoření si uceleného obrázku může posloužit například následující výňatek z rozhovoru v Radiofóru vysílaném na Českém rozhlasu Plus s tehdejším ministrem financí Miroslavem Kalouskem v roce 2007, jehož přepis je k dispozici na stránkách Ministerstva financí ČR (Ministerstvo financí ČR, 2021):

- Jan POKORNÝ, moderátor:

„Pane ministře, dá se říct, že takovým základním principem reformy má být postupné snížení daňové zátěže a zjednodušení daňového systému. Patnáctiprocentní rovná daň u fyzických osob se ovšem bude počítat z takzvané superhrubé mzdy. Ve skutečnosti bude podle některých ekonomů zhruba o osm procentních bodů vyšší, uvádí se. Proč to neřeknete lidem na rovinu?“

- Miroslav KALOUSEK, ministr financí /KDU-ČSL/:

„Základním principem reformy je snižování deficitu veřejných rozpočtů.“

- Jan POKORNÝ, moderátor:

„Říkal jsem jedním ze základních principů.“

- Miroslav KALOUSEK, ministr financí /KDU-ČSL/:

„Já myslím, že jsem zcela otevřeně řekl, že v roce 2008 není prostor k nějakému výraznému snížení, aktivnímu snížení daní. Daňová kvóta se sice sníží, ale protože poroste hospodářský produkt, aktivně příjmy nesnížíme. Ano, děláme na..., to znamená, v té příjmové oblasti můžeme udělat tři základní priority, mírně snížit progresi, údajně z příjmu fyzických osob, ta snížena bude, přesunout určitou daňovou zátěž z přímého daňového zatížení do spotřeby a výrazně podpořit slevami na dani rodiny s dětmi. To jsou tři základní filozofické priority toho, co se dělá v daních. Patnáctiprocentní, ono to není o osm procent víc, je to prostě patnáct procent z celkových mzdových nákladů. To má svoje dva velmi klíčové důvody. Za prvé je to jasná informace pro každého, jaké jsou skutečné náklady spojené s jeho pracovním místem a jaká je jeho skutečná míra zdanění. A ten druhý důvod je také velmi důležitý, a to je propojení vedlejších nákladů práce s peněženkou každého poplatníka, tedy i zaměstnance. Jinými slovy, jakákoliv politická reprezentace, která by chtěla zvyšovat, nebo snižovat vedlejší náklady práce, logicky to musí komunikovat s každým, nikoliv jenom se zaměstnavateli, protože pohyb těch vedlejších nákladů práce se promítá do peněženek nejenom zaměstnavatelů, ale i zaměstnanců.“

Zpětně ale například i poslanec a ekonomický expert Jan Skopeček z ODS (za jejíž účasti v koaliční vládě byla superhrubá mzda zavedena) považuje koncept superhrubé mzdy za pochybení:

- Redaktor iRozhlas:
„Byla tedy chyba zavádět superhrubou mzdu?“
- Jan Skopeček:
„Myslím, že to chyba byla. V té době bych s tím nesouhlasil, je potřeba si říci, že ODS v té době vládla v koalici,“ (iRozhlas, 2018).

3.2.1 Vývoj superhrubé mzdy do roku 2020

Od roku 2008 vstoupil v účinnost daňový balíček, jehož nejpodstatnější složkou bylo zavedení superhrubé mzdy do procesu zdanění příjmu FO, jenž byl prosazen tehdejší vládní koalici ODS, KDU-ČSL a Strany zelených. Další významnou složkou bylo zavedení lineární sazby na rozdíl od předchozího období, kdy byla sazba progresivní (Vančurová, 2017).

O tom, že je superhrubá mzda již od svého zavedení skutečně kontroverzním tématem, svědčí fakt, že pokus o její zrušení přišel ještě v prosinci roku 2008. Dle návrhu ministerstva financí měla být dílčím základem příjmu ze závislé činnosti opět pouze hrubá mzda snížená o zaměstnanecký výdajový paušál, který měl umožnit uplatnit výdaje vynaložené na dosažení, zajištění a udržení příjmů, jako tomu je u OSVČ, přičemž výše paušálu měla být vypočítána jako určité procento ze zdanitelných příjmů zaměstnance do maximálního limitu (Mikušová, 2021). Tento návrh ale legislativním procesem neprošel a nadále tak zůstala v platnosti superhrubá mzda.

Další pokus o zrušení superhrubé mzdy přišel v roce 2011, když bylo navrhováno navrácení se k výpočtu daně z příjmu FO z hrubé mzdy, současně se zvýšením sazby z 15 % na 19 %. Součástí tohoto návrhu byly i další související změny, jako například úprava sazby povinného pojistného (zvýšení pro zaměstnance a snížení pro zaměstnavatele), zavedení roční slevy na dani, zastropování povinného pojistného hrazeného zaměstnavatelem a další (Ministerstvo financí, 2011). Ani tento pokus však nenašel dostatečnou podporu a zrušení superhrubé mzdy se opět odložilo na neurčito.

Další z řady neúspěšných pokusů superhrubou mzdu zrušit byl obsažen v daňovém balíčku 2019 (zákon č. 80/2019 Sb., kterým se mění některé zákony v oblasti daní a některé další zákony se základní účinností od 1. dubna 2019), který měl vedle toho odstranit i solidární zvýšení daně ve výši 7 %. Šlo o první hmatatelný pokus v současné době (léto 2021) dosluhující vlády Andreje Babiše, jehož cílem bylo snížit daňové zatížení poplatníků, zejména zaměstnanců, jejichž faktická daňová zátěž byla díky superhrubé mzdy více než 20 %. Zrušení superhrubé mzdy ani solidárního zvýšení však v roce 2019 neprošlo a daňový balíček nabyl účinnosti pouze v okleštěném rozsahu (iRozhlas.cz, 2020).

3.2.2 Zrušení superhrubé mzdy

V průběhu roku 2020 vzniklo hned několik legislativních návrhů, kterými měla být superhrubá mzda zrušena. Diskutovalo se mnoho variant, mimo jiné varianta současného zvýšení sazby daně na 19 % (návrh vicepremiéra a předsedy koaliční ČSSD Jana Hamáčka), což by ale muselo jít ruku v ruce s kompenzacemi takového zvýšení živnostníkům (Mikušová, 2021).

Odstranit superhrubou mzdu z českého právního řádu se podařilo až prostřednictvím daňového balíčku 2021 na návrh premiéra Andreje Babiše, který v listopadu 2020 kromě poslanců vládních stran (ANO a ČSSD) podpořili také poslanci SPD, KSČM a ODS

(iRozhlas, 2021). Následně byl návrh schválen také Senátem ČR, podepsán prezidentem a ve sbírce zákonů vyšel zákon pod č. 609/2020 Sb. Dle schváleného návrhu jsou od roku 2021 příjmy zaměstnanců zdaněny 15 % sazbou a nad hranici 48násobku průměrné mzdy sazbou 23 %. V rámci této novely prošlo dále také zvýšení slevy na poplatníka na úroveň průměrné hrubé mzdy za předminulý rok, tedy 27 480 Kč pro rok 2021 a 30 840 Kč pro rok 2022 (návrh pirátského poslance Mikuláše Ferjenčíka) nebo například také velice dlouho diskutovaný stravenkový paušál. Důležitou součástí novely bylo také rozvolnění pravidel rozpočtové odpovědnosti, bez kterého by dle ministerstva financí nebylo zrušení superhrubé mzdy možné (iRozhlas, 2021).

Významným argumentem při jednání o zrušení superhrubé mzdy byl zejména významný dopad do státního rozpočtu, který s sebou tento krok nepochybně nese. Podle vyjádření ministryně financí Aleny Schillerové pro iRozhlas (2021) budou rozpočtové dopady zrušení superhrubé mzdy znamenat ztrátu devadesáti miliard korun:

„Když započteme multiplikaci, tedy že lidé vezmou peníze, utratí je, a tak získáme něco na DPH. Asi 75 miliard,“

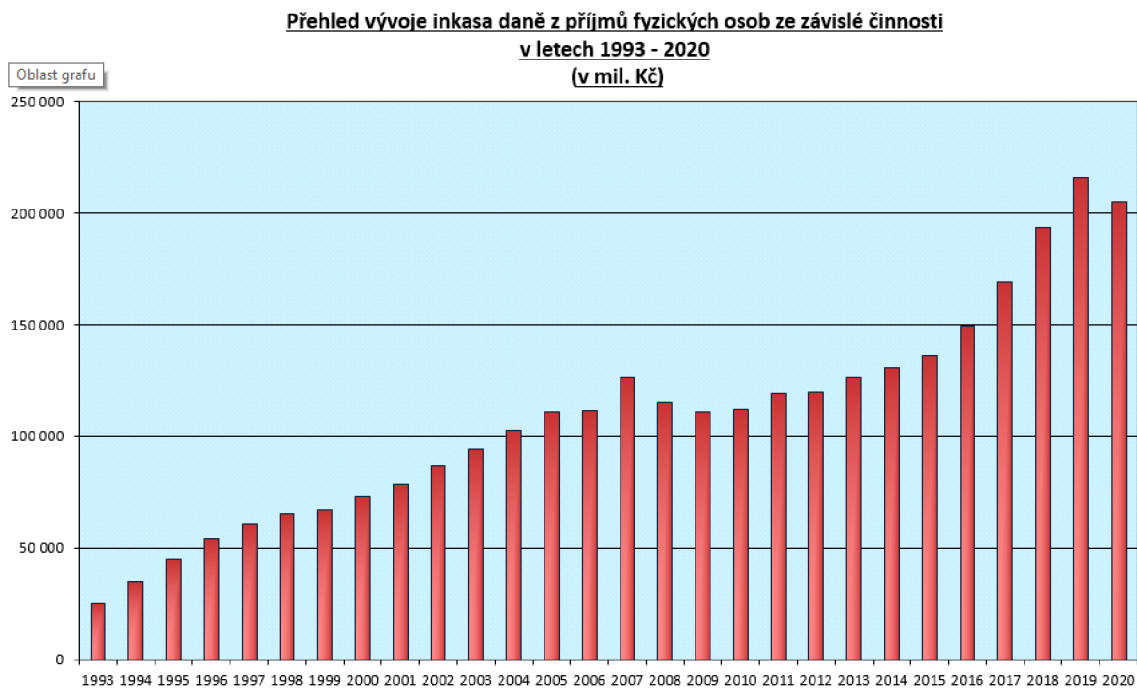
komentovala dopady dále ministryně. Právě enormní dopad na státní kasu byl jedním z hlavních důvodů neúspěchu předchozích pokusů o zrušení superhrubé mzdy. Na potřebu vyřešit problém tak významného výpadku příjmů státního rozpočtu upozorňovala například Helena Horská, hlavní ekonomka Raiffeisenbank:

„Každý politik si musí položit otázku, zdali výpadek ze státního rozpočtu související se zrušením superhrubé mzdy má čím vykryt, respektive co lze seškrtnat na straně výdajů“ (iDnes.cz, 2020).

Vyhodnocení dopadů do národního hospodářství ČR je předmětem předkládané práce, přičemž využito bude posuzování zmíněných dopadů na základě vypovídajících hodnot vybraných makroekonomických ukazatelů (viz následující kapitoly).

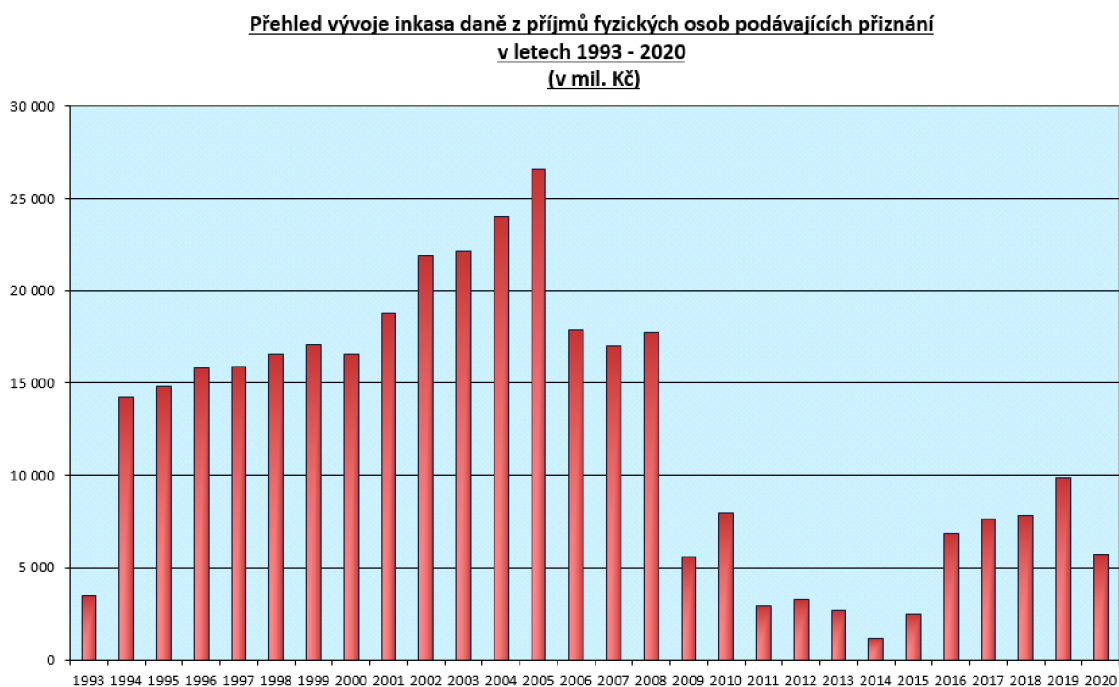
Pro lepší ilustraci vývoje inkasa daně z příjmů fyzických osob ze závislé činnosti a na základě daňového přiznání mohou být přínosem následující grafická zpracování příjmů státního rozpočtu z těchto složek v letech 1993 – 2020:

Obrázek 3 - Přehled vývoje inkasa daně z příjmů fyzických osob ze závislé činnosti v letech 1993 – 2020



Zdroj: Finanční správa ČR, 2021.

Obrázek 4 - Přehled vývoje inkasa daně z příjmů fyzických osob podávajících příznání v letech 1993 – 2020



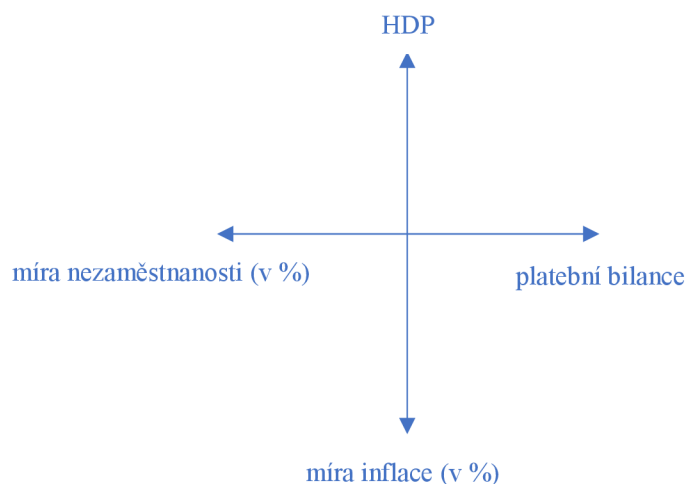
Zdroj: Finanční správa ČR, 2021.

3.3 Makroekonomické ukazatele

Jedním z rozdílů mezi makroekonomií a mikroekonomií je, že makroekonomie zkoumá agregované proměnné (Pavelka, 2006). Vzhledem k tomu, že stav národního hospodářství jako celku je obtížné posuzovat komplexně, jsou využívány tyto agregované proměnné jako makroekonomické ukazatele, díky kterým si můžeme udělat obrázek o stavu ekonomiky daného státu, respektive měřit její výkonnost. Za základní makroekonomické ukazatele jsou považovány hrubý domácí produkt, inflace, nezaměstnanost a obchodní bilance (Pavelka, 2006).

Uvedené makroekonomické ukazatele lze znázornit v tzv. magickém čtyřúhelníku, někdy nazývaném také jako „*diamant*“:

Obrázek 5 - *Magický čtyřúhelník*



Zdroj: Urban, 2011, zjednodušeno, vlastní zpracování.

3.3.1 Hrubý domácí produkt

Hrubý domácí produkt (dále také „*HDP*“) sděluje, kolik se v dané ekonomice vyrobí finálních statků a bývá vyjádřen prostřednictvím meziročního tempa růstu (Pavelka, 2006). Dle metodiky Českého statistického úřadu (dále jen „*ČSÚ*“) se jedná o „*peněžní vyjádření celkové hodnoty statků a služeb nově vytvořených v daném období na určitém území*“. Zjednodušeně lze rovnici HDP znázornit takto:

$HDP = \text{náhrady zaměstnancům} + \text{daně z výroby a z dovozu} - \text{dotace} + \text{čistý provozní přebytek} + \text{čistý smíšený důchod} + \text{spotřeba fixního kapitálu}$

(3-1)

Zdroj: Metodika ČSÚ, 2021.

Ke zjištění HDP jsou dle výše uvedené Metodiky ČSÚ využívány tři různé postupy:

- a) produkční metoda - součet hrubé přidané hodnoty jednotlivých institucionálních sektorů nebo odvětví a čistých daní na produkty (daně nejsou rozvrženy do sektorů a odvětví);
- b) výdajová metoda - součet konečného užití výrobků a služeb rezidentskými jednotkami (skutečná konečná spotřeba a tvorba hrubého kapitálu) a salda vývozu a dovozu výrobků a služeb;
- c) důchodová metoda - součet prvotních důchodů za národní hospodářství celkem: náhrad zaměstnancům, daní z výroby a z dovozu snížených o dotace a hrubého provozního přebytku a smíšeného důchodu (resp. čistého provozního přebytku a smíšeného důchodu a spotřeby fixního kapitálu).

3.3.1.1 Souvztažnost HDP a superhrubé mzdy

Zavedení superhrubé mzdy znamenalo nepochybně zvýšení daňového zatížení zaměstnanců. V důsledku vyššího daňového zatížení dochází k tomu, že domácnosti musejí větší část svých příjmů vynakládat na placení daní, čímž je jejich disponibilní příjem snížen. Dle ekonomické teorie lze očekávat, že bude spotřeba domácností v této souvislosti také nižší. Vzhledem k tomu, že těžištěm růstu ekonomiky, tedy i růstem HDP mohou být například dle Davida Marka, hlavního ekonoma Deloitte (Respekt, 2021), rostoucí spotřební výdaje domácností a vlády, lze ve výsledku očekávat, že zavedení superhrubé mzdy může přispět spíše ke snížení HDP na obyvatele. Tato domněnka bude ověřena pomocí ekonometrického modelu v následujících částech práce.

Naopak od zrušení superhrubé mzdy se očekával nárůst výkonu české ekonomiky, tedy HDP, přičemž za celý rok 2021 je očekávaný růst o 3,5 procenta, přičemž částečně by se měla projevit právě odkládaná spotřeba domácností (Kovanda pro kurzy.cz, 2021). Zároveň však nárůst spotřeby domácností nebyl tak vysoký, jaký byl očekáván dle odhadů (Kovanda pro kurzy.cz, 2021).

3.3.2 Inflace

Inflace nám ukazuje, jak se za změnila průměrná cenová hladina ve sledovaném roce v dané ekonomice (Pavelka, 2006). Dle ČSÚ inflace zobrazuje všeobecný růst cenové hladiny v čase. Pro účely statistiky se inflace vyjadřuje jako čisté cenové změny pomocí indexů spotřebitelských cen, které vzájemně poměří úroveň cen vybraného koše reprezentativních výrobků a služeb ve dvou srovnávaných obdobích (ČSÚ, 2021).

Důležitým aspektem při interpretaci míry inflace je vždy období, ke kterému je daná míra přiřazena, ale také základ, k němuž je vymezené období porovnáváno. Dle metodiky ČSÚ jsou nejčastěji využívány následující míry inflace:

- a) Míra inflace vyjádřená přírůstkem průměrného ročního indexu spotřebitelských cen
- b) Míra inflace vyjádřená přírůstkem indexu spotřebitelských cen ke stejnému měsíci předchozího roku
- c) Míra inflace vyjádřená přírůstkem indexu spotřebitelských cen k předchozímu měsíci
- d) Míra inflace vyjádřená přírůstkem indexu spotřebitelských cen k základnímu období (rok 2015=100)

Využití znalosti dosažené míry inflace v národním hospodářství je rozličné, např. pro účely valorizace mezd, důchodů a sociálních příjmů. Inflace je ale jedním z hlavních podkladů pro rozhodování vlády nebo přijímání určitých kroků politickou reprezentací (ČSÚ, 2021).

3.3.2.1 Souvztažnost inflace a superhrubé mzdy

Jak bylo uvedeno výše, existence superhrubé mzdy v daňovém systému znamená navýšení daňového zatížení zaměstnanců. Od zvýšení daňového zatížení lze obecně očekávat následné snížení spotřeby domácností z důvodu snížení jejich disponibilního příjmu, tudíž také snížení míry inflace ve sledovaném období, a to z důvodu na straně poptávky. Dopad zavedení superhrubé mzdy by tedy mohl být měřitelný právě v podobě snížení míry inflace. Tato domněnka bude obdobně jako domněnka o působení superhrubé mzdy na HDP ověřena pomocí ekonometrického modelu v následujících částech práce.

Naproti tomu zrušení superhrubé mzdy by logicky mělo mít efekt opačný, tedy nárůst míry inflace v následujícím období. To přeneseně dosvědčovala i argumentace vlády, o které potřebu zrušení superhrubé mzdy opírala (viz výše), když jedním z hlavních argumentů

vlády pro zrušení superhrubé mzdy bylo „*ponechání více peněz v peněženkách daňových poplatníků*“. Jinými slovy šlo o snahu snížit daňové zatížení zaměstnanců, což potvrdil i premiér Andrej Babiš ve svém facebookovém vlogu známém pod názvem „Čau lidi“: „*Samozřejmě zrušíme superhrubou mzdu. To určitě všichni uvidíte na výplatách, protože je potřeba snížit daňové zatížení zaměstnanců*“ (Kovanda pro kurzy.cz, 2021). Zaměstnanec pobírající hrubou mzdu ve výši třicet tisíc korun by pro představu měsíčně na daních ušetřil zhruba 1 500 korun (iDnes.cz, 2020).

Miroslav Zámečník, ekonom, člen NERV se k povzbuzení spotřeby zrušením superhrubé mzdy vyjádřil následovně:

„Když děláte opatření jako právě rušení superhrubé mzdy, tak chcete maximalizovat spotřebu. Orientujete to zkrátka na lidi, kteří mají nejvyšší sklon ke spotřebě, což jsou obvykle nízkopříjmové vrstvy. Když ji zrušíte pro všechny, tak fiskální efekt je, že to bude pro stát drahé a hospodářský efekt je, že ti bohatší lidé si peníze odloží stranou. Když se spotřeba povzbuzuje tak, že dáváte daňovou úlevu lidem, kteří peníze neutratí, tak to není zrovna nejchytřejší“ (iDnes.cz, 2020).

3.3.3 Nezaměstnanost

Na základě ekonomického ukazatele míry nezaměstnanosti zjistíme, jaká část ekonomicky aktivního obyvatelstva dané ekonomiky je nezaměstnaná (Pavelka, 2006). Míra nezaměstnanosti tedy vyjadřuje podíl nezaměstnaných osob na celkové pracovní síle a udává se v procentech.

Mezinárodní organizace práce, angl. International Labour Organization (dále jen „*ILO*“) definuje nezaměstnaného jako osobu starší 15 let, která aktivně hledá práci a je připravena do práce nastoupit do dvou týdnů (14 dnů). Zaměstnanými jsou pak dle ILO osoby, jež v referenčním období neměly žádné zaměstnání, neodpracovaly ani jednu hodinu za mzdu nebo odměnu a aktivně hledaly práci, do které by byly schopny nastoupit okamžitě nebo nejpozději do dvou týdnů. Uvedené rozdělení dle ILO je používáno všemi členskými státy EU, díky čemuž lze vzájemně porovnávat zjištěné výsledky v rámci celé EU. Z uvedené definice ILO tedy jasně vyplývá, že nezaměstnanými nejsou ekonomicky neaktivní osoby, tedy např. penzisté, OSVČ, studenti, rodičové na rodičovské dovolené apod., a to z toho důvodu, že tyto aktivně práci nehledají. Je třeba vzít však na vědomí, že výklad nezaměstnaných osob dle ILO se liší od vymezení uchazečů o zaměstnání

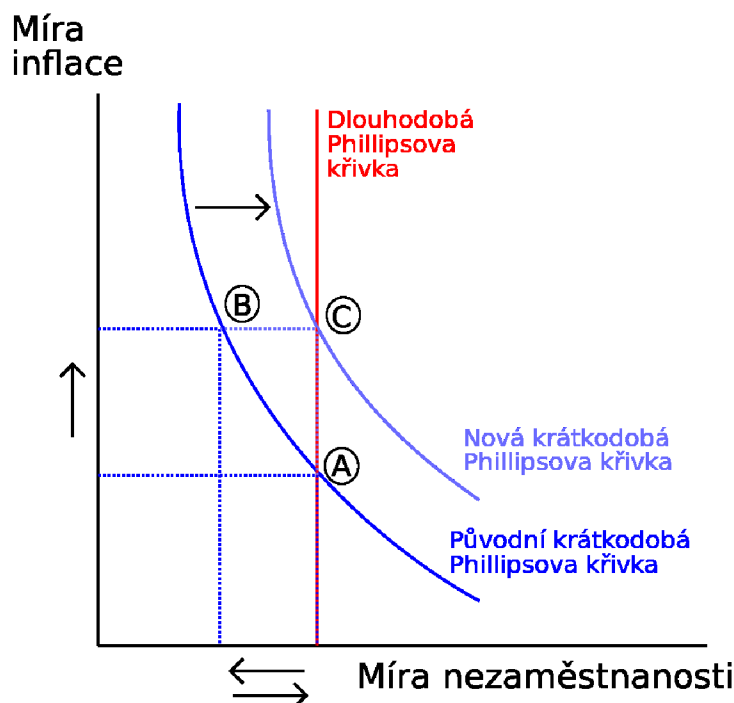
registrovaných na úřadech práce. V ČR se tedy můžeme setkat se dvěma mírami nezaměstnanosti (ČSÚ, 2021):

- a) obecná míra nezaměstnanosti, která je stanovena Českým statistickým úřadem na základě šetření prováděného na reprezentativním vzorku pracovních sil,
- b) registrovaná míra nezaměstnanosti, která je stanovena ministerstvem práce a sociálních věcí na základě údajů poskytovaných úřady práce.

3.3.3.1 Souvztažnost míry nezaměstnanosti a superhrubé mzdy

Vzhledem k tomu, že superhrubá mzda znamená vyšší daňové zatížení zaměstnanců, její zavedení koresponduje se snížením reálných příjmů zaměstnanců. Podle Phillipsovy křivky by snížení příjmů mělo implikovat zvýšení nezaměstnanosti. Zjednodušeně řečeno, snížená nezaměstnanost (tj. vyšší úroveň zaměstnanosti) v ekonomice bude korelovat s vyšší mírou růstu mezd (Phillips, 1958). Tato domněnka bude ověřována ekonometrickým modelem v následujících částech této práce.

Obrázek 6 - Phillipsova křivka



Zdroj: Wikimedia, 2021.

3.3.4 Platební bilance

Platební bilance je souhrnným vyjádřením mezinárodních finančních toků daného státu (Urban, 2011). Zachycuje veškeré finanční transakce mezi subjekty vnitrostátními na straně jedné a zahraničními subjekty na straně druhé. Platební bilance je vždy účetně vyrovnaná, což ovšem neznamená, že je v rovnováze. Dle Urbana (2011) z platební bilance vyplývá následující:

- jaké množství zboží a služeb země vyvezla a jaké dovezla,
- jaký zaznamenala země objem zahraničních investic,
- jaké množství investic země vyvezla,
- jak se změnila dlužnická / věřitelská pozice země ve vztahu k zahraničí,
- o kolik se zvýšily či snížily devizové rezervy země.

Pro úplnost lze uvést, že od roku 2020 došlo ze strany ČSÚ ke změně doposud používané terminologie a způsobu prezentování údajů o zahraničním obchodu ČR, čímž však nedošlo k žádné revizi doposud publikovaných údajů. Názorně zobrazuje tuto změnu ČSÚ na svých stránkách následovně:

Obrázek 7 - Informace o změně terminologie ČSÚ



Co je nutné si uvědomit:

Realizaci skutečně provedeného zahraničního obchodu s ČR (respektující změnu vlastnictví mezi rezidenty a nerezidenty) zachycuje **Zahraniční obchod se zbožím**.

Fyzické toky zboží přes území ČR sleduje **Pohyb zboží přes hranice**.

Zjednodušeně tedy platí:

	Původně		Nově
Národní pojetí	=>		Zahraniční obchod se zbožím
Přeshraniční pojetí	=>		Pohyb zboží přes hranice

Zdroj: ČSÚ, 2020.

Obchodní bilance zahraničního obchodu české ekonomiky spadá dle nové terminologie do kategorie Zahraniční obchod se zbožím.

3.3.4.1 Souvztažnost platební bilance a superhrubé mzdy

Platební bilance jako makroekonomický ukazatel je používána zejména ve vztahu s mezinárodním obchodem, jelikož je významným zdrojem informací a podkladem pro predikci budoucích trendů hodnoty národní měny i pro ekonomický vývoj daného státu a jeho vnějších vztahů (Urban, 2011). Vzhledem k tématu této práce a jejím vytyčeným cílům, které se zaměřují na superhrubou mzdu a její dopady, bude platební bilance jako makroekonomický ukazatel spíše zanedbána. Superhrubá mzda je totiž téměř výhradně českým konstruktem a z toho důvodu nemá v zahraničí srovnatelné nástroje zdanění, tudíž i dopady na mezinárodní finanční toky mezi ČR a zahraničím lze považovat za minimální.

4 Vlastní práce

Cílem této kapitoly bylo nalézt co nejvhodnější jednorovnicové ekonometrické modely, na kterých bude demonstrován dopad superhrubé mzdy na vybrané makroekonomické veličiny. Všechny modely byly založeny na ročních časových řadách v období 1998 – 2020, přičemž jejich hlavním zdrojem byly veřejně dostupné údaje Českého statistického úřadu.

V následujících podkapitolách bude rozpracován dopad zvolených vysvětlujících veličin (x_n) na vybranou vysvětlovanou veličinu (y_n), která představuje daný makroekonomický ukazatel. Za účelem sestavení relevantního a vypovídajícího jednorovnicového modelu bylo pro každý sledovaný makroekonomický ukazatel vytvořeno vždy několik pomocných jednorovnicových modelů, které se lišily zvolenými vysvětlujícími proměnnými. Ze sestavených pomocných modelů byl vybrán pro každý makroekonomický ukazatel jeden nejvhodnější jednorovnicový model, přičemž ostatní pomocné modely byly z důvodu nevhodnosti výsledného ekonometrického modelu vyřazeny. Tyto vyřazené jednorovnicové modely jsou obsaženy v Příloha 1 - Vyřazené modely této práce.

V úvodu jednotlivých podkapitol vždy bude sestavena výchozí ekonomická teorie, kterou by měl vybraný ekonometrický model potvrdit, či vyvrátit. Následně bude model zapsán v ekonometrickém tvaru včetně deklarace jednotlivých proměnných. Na základě těchto podkladů bude pomocí software Gretl vytvořena korelační matice. V případě identifikace multikolinearity bude tento jev vypořádán, načež bude opět pomocí software Gretl vytvořena nová korelační matice ověřující, že byla multikolinearita vyřešena. Následně budou data použita k vytvoření ekonometrického modelu, a to aplikací BMNČ. Vytvořený model bude podroben statistické verifikaci a ekonometrické verifikaci, přičemž budou aplikovány následující testy:

- heteroskedasticita - Whiteův test, Breusch-Paganův test;
- normalita reziduí - Chí-kvadrát test;
- autokorelace 1. řádu – DW statistika;
- autokorelace 2. řádu – Breusch-Godfreyův test.

Na závěr bude vytvořený model podroben ekonomické verifikaci, díky které bude zjištěno, zda modelovaná situace odpovídá formulovanému ekonomickému modelu (odhadnutému na základě ekonomické teorie), či zda se ekonomický model nepotvrdil.

4.1 Deklarace proměnných

Tabulka 2 - Deklarace proměnných

Název proměnné		Typ proměnné	Jednotky	Zkratka
Jednotkový vektor	x_{0t}	exogenní	-	const
HDP na 1 obyvatele	y_{1t}	endogenní	Kč/obyv.	HDP_obyv
Obecná míra inflace	y_{2t}	endogenní	%	Inflace
Obecná míra nezaměstnanosti	y_{3t}	endogenní	%	Nezam
Daňové zatížení zaměstnanců	x_{1t}	exogenní	mil. Kč	Prijmy_zav_cin
Saldo Ex-Im	x_{2t}	exogenní	mld. Kč	Saldo
Diskontní sazba ČNB	x_{3t}	exogenní	%	Diskontni_sazba_CNB
Ceny průmyslových výrobců	x_{4t}	exogenní	%	Ceny_prum_vyrobcu
Státní dluh / HDP	x_{5t}	exogenní	%	Statni_dluh_HDP
Souhrnná produktivita práce	x_{6t}	exogenní	%	Souhrn_produkтивita
Volná pracovní místa	x_{7t}	exogenní	-	Volna_prac_mista
HDP	x_{8t}	exogenní	mld. Kč	HDP
První diference proměnné y_{3t}	$d_{y_{3t}}$	exogenní	%	d_Nezam
Náhodná složka	u_{1t}, u_{2t}, u_{3t}	stochastická	-	-

Zdroj: Vlastní zpracování.

4.2 Dopad superhrubé mzdy na HDP

4.2.1 Výchozí ekonomická teorie

Na základě poznatků ekonomické teorie a souvztáhností mezi ekonomickými veličinami v předchozích částech práce se předpokládají níže uvedené dopady vysvětlujících proměnných Daňové zatížení zaměstnanců, Saldo Ex-Im, Obecná míra nezaměstnanosti a Obecná míra inflace na vysvětlovanou proměnnou HDP na 1 obyvatele. Uvedená očekávání budou následně ověřována pomocí ekonometrického modelování vztahů mezi veličinami.

Dle očekávání přispěje zvýšení daňového zatížení zaměstnanců (symbolizujícího zavedení superhrubé mzdy) ke snížení HDP na 1 obyvatele.

Dále se na základě získaných poznatků očekává, že zvýšení salda Ex – Im povede ke zvýšení HDP na 1 obyvatele.

Zvýšení nezaměstnanosti by na základě ekonomické teorie mělo vést ke snížení HDP na obyvatele.

Zvýšení inflace by mělo vést ke zvýšení HDP na 1 obyvatele.

4.2.2 Model

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{1t} = f(x_{0t} + x_{1t} + x_{2t} + y_{3t} + y_{2t})$$

Formulace ekonometrického modelu:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_{10} x_{0t} + \gamma_{11} x_{1t} + \gamma_{12} x_{2t} + \gamma_{13} y_{3t} + \gamma_{14} y_{2t} + u_{1t}$$

Deklarace proměnných:

- endogenní (vysvětlovaná) proměnná:
 y_{1t} – HDP na 1 obyvatele (Kč/obyv.)
- exogenní (vysvětlující) proměnné:
 - x_{0t} – jednotkový vektor
 - x_{1t} – daňové zatížení zaměstnanců (mil. Kč)
 - *[příjmy z daně z příjmu FO ze závislé činnosti]*
 - x_{2t} – saldo Ex-Im (mld. Kč)
 - *[Vývoz celkem (FOB) – Dovoz celkem (FOB)]*
 - y_{3t} – obecná míra nezaměstnanosti (%)
 - *[Dle ILO počítána jako podíl počtu nezaměstnaných na celkové pracovní síle (v procentech), kde číselník i jmenovatel jsou ukazatele konstruované podle mezinárodních definic a doporučení (Eurostatu a Mezinárodní organizace práce ILO). Jedná se o odhady z výběrového šetření pracovních sil. Předmětem šetření jsou všechny osoby obvykle bydlící v soukromých domácnostech. Šetření se nevztahuje na osoby bydlící dlouhodobě v hromadných ubytovacích zařízeních. Z toho důvodu jsou údaje za určité skupiny obyvatelstva, zejména za cizí státní příslušníky žijící a pracující na území republiky, k dispozici v omezené míře]*
 - y_{2t} – obecná míra inflace (%)
 - *[přírůstek průměrného ročního indexu spotřebitelských cen]*
 - $d_{y_{3t}}$ – první diference proměnné y_{3t} – obecná míra nezaměstnanosti (%)
- stochastická proměnná:
 u_t – náhodná složka (reziduum)

Tabulka 3 - Deklarace proměnných - HDP

Název proměnné	Typ proměnné	Jednotky	Zkratka
HDP na 1 obyvatele	endogenní	Kč/obyv.	HDP_obyv
Daňové zatížení zaměstnanců	exogenní	mil. Kč	Prijmy_zav_cin
Saldo Ex-Im	exogenní	mld. Kč	Saldo
Obecná míra nezaměstnanosti	exogenní	%	Nezam
Obecná míra inflace	exogenní	%	Inflace
První diference proměnné y_{3t}	exogenní	%	d_Nezam

Zdroj: Vlastní zpracování

Korelační matice

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1998 - 2020
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4132 pro $n = 23$

HDP_obyv	Prijmy_zav_cin	Saldo	Nezam	Inflace	
1,0000	0,9543	0,7146	-0,8724	-0,3479	HDP_obyv
	1,0000	0,6477	-0,9002	-0,2890	Prijmy_zav_cin
		1,0000	-0,7485	0,1108	Saldo
			1,0000	0,0160	Nezam
				1,0000	Inflace

Z korelační matice vyplynulo, že mezi dvěma vysvětlujícími proměnnými x_{1t} (daňové zatížení zaměstnanců) a y_{3t} (obecná míra nezaměstnanosti) byla identifikována multikolinearita (zvýrazněna červeně). Za účelem vyřešení multikolinearity byla proměnná y_{3t} nahrazena hodnotami prvních diferencí, přičemž tato nová proměnná byla nazvána $d_{y_{3t}}$ „První diference proměnné y_{3t} “ se zkratkou „ d_{Nezam} “. Následně byla vytvořena nová korelační matice, ve které už nepřijatelná multikolinearita identifikována nebyla, tudíž mohl z upravených dat vzejít pomocí BMNČ ekonometrický model, v němž ale došlo ke zkrácení časové řady o rok, tedy na období 1999 - 2020.

Korelační matice 2 – první diference proměnné y_{3t} Nezaměstnanost

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1999 - 2020
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4227 pro $n = 22$

HDP_obyv	Prijmy_zav_cin	Saldo	d_Nezam	Inflace	
1,0000	0,9496	0,9390	-0,2902	-0,1870	HDP_obyv
	1,0000	0,8598	-0,2541	-0,1002	Prijmy_zav_cin
		1,0000	-0,1829	-0,2660	Saldo
			1,0000	-0,0685	d_Nezam
				1,0000	Inflace

Formulace ekonometrického modelu – první diference:

$$\beta_1 y_{1t} = \gamma_{10} x_{0t} + \gamma_{11} x_{1t} + \gamma_{12} x_{2t} + \gamma_{13} d_{-} y_{3t} + \gamma_{14} y_{2t} + u_{1t}$$

Odhad modelu – první diference:

Model 2: OLS, za použití pozorování 1999-2020 (T = 22)
Závisle proměnná: HDP_obyv

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	10467,4	1142,63	9,161	<0,0001	***
Prijmy_zav_cin	0,0651420	0,0117004	5,568	<0,0001	***
Saldo	16,7853	3,43687	4,884	0,0001	***
d_Nezam	-350,810	233,917	-1,500	0,1520	
Inflace	-47,8326	167,017	-0,2864	0,7780	

Střední hodnota závisle proměnné	20534,64	Sm. odchylka závisle proměnné	4999,433
Součet čtverců reziduí	18808391	Sm. chyba regrese	1051,844
Koeficient determinace	0,964166	Adjustovaný koeficient determinace	0,955735
F(4, 17)	114,3537	P-hodnota(F)	4,73e-12
Logaritmus věrohodnosti	-181,4631	Akaikovo kritérium	372,9263
Schwarzovo kritérium	378,3815	Hannan-Quinnovo kritérium	374,2113
rho (koeficient autokorelace)	0,296238	Durbin-Watsonova statistika	1,387444

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = 10467,4 x_{0t} + 0,0651420 x_{1t} + 16,7853 x_{2t} - 350,810 d_{-} y_{3t} - 47,8326 y_{2t} + u_{1t}$$

4.2.3 Statistická verifikace

Z odhadnutého modelu za využití BMNČ výše lze učinit závěr, že parametry konstanty, proměnných Daňového zatížení zaměstnanců a Salda Ex-Im jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametry první diference proměnné Nezaměstnanosti a proměnné Inflace jsou statisticky nevýznamné na sledovaných hladinách významnosti ($\alpha = 0,01$, $\alpha = 0,05$, $\alpha = 0,1$).

Dle p-hodnoty $9,39e-13$ provedeného F-testu lze usoudit, že model je statisticky významný jako celek. Změny v HDP na obyvatele jsou dle koeficientu determinace $0,964166$ vysvětleny variabilitou vysvětlujících proměnných z $96,4\%$, což je nejvyšší hodnota z odhadnutých ekonometrických modelů.

4.2.4 Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: $LM = 14,9074$

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(14) > 14,9074) = 0,384515$

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: $LM = 1,11938$

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(4) > 1,11938) = 0,891186$

Test normality reziduí

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: $\text{Chí-kvadrát}(2) = 3,73333$

s p-hodnotou = $0,154639$

DW statistika – autokorelace 1. řádu

Durbin-Watsonova statistika = $1,38744$

H1: positive autocorrelation

p-hodnota = $0,0176516$

H1: negative autocorrelation

p-hodnota = $0,982348$

Breusch-Godfreyův test - autokorelace až do řádu 2

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: $LMF = 1,43813$

s p-hodnotou = $P(F(2, 15) > 1,43813) = 0,268294$

4.2.4.1 Závěr ekonometrické verifikace

Na základě provedené statistické verifikace využitím software Gretl byla ve všech výše uvedených případech potvrzena nulová hypotéza na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Ve zvoleném ekonometrickém modelu tedy nebyla identifikována heteroskedasticita, nebyla identifikována autokorelace reziduí 1. ani 2. řádu a zároveň bylo potvrzeno, že v modelu je náhodná složka normálně rozdělena.

4.2.5 Ekonomická verifikace modelu

Tabulka 4 - Ekonomická verifikace - HDP

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const	10467,4	Budou-li ostatní vlivy v modelu nulové, vzroste HDP na obyvatele meziročně o 10 467 Kč/obyv., ceteris paribus.
Prijmy_zav_cin	0,0651420	Zvýší-li se daňové zatížení zaměstnanců o 1 mil Kč, zvýší se HDP na obyvatele o 0,065 Kč/obyv., ceteris paribus.
Saldo	16,7853	Zvýší-li se Saldo exportu a importu o 1 mld. Kč, zvýší se HDP na obyvatele o 16,79 Kč/obyv., ceteris paribus.
d_Nezam	-350,810	Zvýší-li se Nezaměstnanost 1 %, sníží se HDP na obyvatele o 350,81 Kč/obyv., ceteris paribus.
Inflace	-47,8326	Zvýší-li se inflace o 1 %, poklesne HDP na obyvatele o 47,83 Kč/obyv., ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Na základě ekonomické verifikace bylo zjištěno, že předpokladům založeným na ekonomické teorii specifikovaným výše odpovídá směr působení parametrů pouze u proměnných Saldo Ex-Im a Obecná míra nezaměstnanosti.

V případě salda exportu a importu se jedná o logický důsledek, jelikož zvýšení exportu ze země bude mít jistě dopad na HDP na hlavu v ČR. Zvýšení HDP o necelých 17 Kč na osobu při zvýšení rozdílu vývozu a dovozu o 1 mld. se jeví jako poměrně nevýznamné. Přesto v konečném důsledku nelze považovat vliv nárůstu exportu oproti importu za úplně zanedbatelný, a to jelikož meziroční fluktuace salda vývozu a dovozu se pohybuje v řádech desítek miliard, tudíž dopad změny salda na HDP se tomu úměrně bude násobit. Míra působení daného ukazatele se tudíž zdá být řádově reálnou.

V případě nezaměstnanosti byl směr vlivu dané proměnné také potvrzen. Ačkoliv došlo k nominálně vyššímu ovlivnění proměnné HDP, tedy ke snížení o asi 351 Kč při zvýšení nezaměstnanosti o 1 %, stejně jako u salda exportu a importu lze tento dopad

považovat za poměrně malý. Míra intenzity se však se zohledněním ekonomické teorie jeví jako reálná. Logický předpoklad, že zvýšení nezaměstnanosti povede ke snížení HDP, byl tedy navržen správně, jelikož byl modelem potvrzen. Na rozdíl od salda exportu a importu ale v případě nezaměstnanosti nedochází k výrazné řádové meziroční fluktuaci, tudíž reálně bude vliv nezaměstnanosti na HDP menší než v předchozím případě, ačkoliv nominálně je tomu naopak. Tento jev je způsoben skutečností, že v případě změny proměnné nezaměstnanosti o jednotku by se jednalo s ohledem na faktická data o změnu poměrně významnou, tedy méně pravděpodobnou. Naproti tomu u salda dochází k výrazným fluktuacím pravidelně, jak bylo již zmíněno výše.

Hodnota znázorňující intenzitu působení statisticky významné proměnné Daňové zatížení zaměstnanců vyšla na základě modelování v opačném směru, než bylo očekáváno. Výše hodnoty je ale poměrně nízká – změna HDP pouze o 0,0651420 Kč/obyv., tudíž lze konstatovat, že vliv daňového zatížení zaměstnanců se bude blížit vlivu nulovému. V souvislosti s tím, že proměnná daňové zatížení zaměstnanců symbolizovala a přeneseně znázorňovala zkoumaný vliv superhrubé mzdy na HDP/obyv., lze uzavřít že superhrubá mzda má na HDP na 1 obyvatele spíše zanedbatelný vliv. Pokud nějaký vliv podložit lze, tak pouze minimální a opačného směru než byl očekáván. Zvýšení daňového zatížení zaměstnanců odpovídá velice mírnému zvýšení HDP na obyvatele. Výsledek modelu je možné vysvětlit například tím, že HDP je sám o sobě velice širokou (agregovanou) veličinou, do které se promítá celá řada různých vlivů. V HDP může hrát určitou roli vývoj hrubých investic, vládních výdajů, čistý export a samozřejmě spotřeba domácností. Sama spotřeba domácností může být pak ovlivněna další řadou faktorů, například výší disponibilního důchodu, výší úvěrů poskytnutých fyzickým osobám, úrokovými sazbami, nezaměstnaností, spotřebitelskými cenami atd. Zvýšení daňového zatížení jako veličina ovlivňující výší disponibilního důchodu je tak pouze jedním drobným zrnkem, které může přispět k vychýlení „váhy“ měřící HDP. Tak agregovaný ukazatel, jakým je HDP na 1 obyvatele, tedy spíše nebude ovlivněn samotným zavedením či naopak zrušením superhrubé mzdy. Lze tedy konstatovat, že míra agregovanosti vysvětlující a vysvětlované proměnné byla významně odlišná, což mohlo v důsledku způsobit nesoulad výsledků modelu s původně predikovanými hodnotami. Navíc lze poznamenat, že politická argumentace přisvědčující či naopak odrazující od zavedení (či zrušení) superhrubé mzdy při odůvodnění vlivem na HDP nemá přílišnou oporu ve faktech.

Dle výsledku, který poskytl vytvořený model, nárůst veličiny Obecná míra inflace o 1 % způsobí pokles HDP na obyvatele o 47,83 Kč/obyv. Také u inflace tedy model svědčí o opačném směru působení na HDP/obyv., než byl předvídan. U inflace nelze na rozdíl od předchozího případu vysvětlit tento nesoulad rozdílnou mírou agregovanosti vysvětlující a vysvětlované proměnné, jelikož jak inflace, tak HDP jsou ukazatele vysoce agregované. Zároveň se nelze spokojit s tím, že inflace neovlivňuje HDP výrazným způsobem, jelikož na sebe tyto veličiny nepochybně vliv mají. Nelze tedy než konstatovat, že závěr modelu vypovídající o vztahu mezi HDP na 1 obyvatele a obecnou mírou inflace je hrubě neodpovídající. Vzhledem k tomu, že proměnná symbolizující inflaci ale vyšla jako statisticky nevýznamná, není třeba tomuto jevu přikládat velký význam.

4.3 Dopad superhrubé mzdy na inflaci

4.3.1 Výchozí ekonomická teorie

Na základě poznatků ekonomické teorie jsou předpokládány níže uvedené dopady vysvětlujících proměnných Daňové zatížení zaměstnanců, Diskontní sazba ČNB, Ceny průmyslových výrobců a Státní dluh/HDP na sledovanou vysvětlovanou proměnnou Obecná míra inflace. Uvedená očekávání budou následně ověřována pomocí ekonometrického modelování vztahů mezi veličinami.

Na základě získaných poznatků se očekává, že zvýšení daňového zatížení zaměstnanců povede ke snížení inflace.

Zvýšení diskontní sazby ČNB by pak na základě ekonomické teorie mělo vést ke zvýšení inflace.

Od zvýšení cen průmyslových výrobců se očekává vliv v podobě zvýšení inflace.

V případě nárůstu poměru státního dluhu k HDP lze očekávat mírné snížení obecné míry inflace.

4.3.2 Model

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{2t} = f(x_{0t} + x_{1t} + x_{3t} + x_{4t} + x_{5t})$$

Formulace ekonometrického modelu:

$$\beta_2 y_{2t} = \gamma_{20} x_{0t} + \gamma_{21} x_{1t} + \gamma_{23} x_{3t} + \gamma_{24} x_{4t} + \gamma_{25} x_{5t} + u_{2t}$$

Deklarace proměnných:

- endogenní (vysvětlovaná) proměnná:
 y_{2t} – obecná míra inflace (%)
- exogenní (vysvětlující) proměnné:
 x_{0t} – jednotkový vektor
 x_{1t} – daňové zatížení zaměstnanců (příjmy z daně z příjmu FO ze závislé činnosti (mil. Kč)
 x_{3t} – diskontní sazba ČNB (%)
 x_{4t} – ceny průmyslových výrobců (%)
 - *[údaj vyjadřuje procentní změnu průměrné cenové hladiny za dvanáct měsíců roku proti průměrné cenové hladině dvanácti měsíců předchozího roku; jeho účelem je poskytovat rychlou informaci o pohybu hospodářského cyklu a sloužit jako deflátor]* x_{5t} – státní dluh / HDP (%)
 - *[podíl státního dluhu k objemu hrubého domácího produktu v běžných cenách]*
 -
- stochastická proměnná:
 u_t – náhodná složka (reziduum)

Tabulka 5 - Deklarace proměnných - inflace

Název proměnné	Typ proměnné	Jednotky	Zkratka
Obecná míra inflace	endogenní	%	Inflace
Daňové zatížení zaměstnanců	exogenní	mil. Kč	Prijmy_zav_cin
Diskontní sazba ČNB	exogenní	%	Diskontni_sazba_CNB
Ceny průmyslových výrobců	exogenní	%	Ceny_prum_vyrobcu
Státní dluh / HDP	exogenní	%	Statni_dluh_HDP

Zdroj: Vlastní zpracování

Korelační matice

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1998 - 2020

5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4132 pro $n = 23$

Inflace	Prijmy_zav_cin	Diskontni_sa_zba_CNB	Ceny_prum_vyrobcu	Statni_dluh_HDP	
1,0000	-0,2890	0,8063	0,6335	-0,4913	Inflace
	1,0000	-0,6016	-0,1198	0,6388	Prijmy_zav_cin
		1,0000	0,3658	-0,7680	Diskontni_sa_zba_CNB
			1,0000	-0,3155	Ceny_prum_vyrobcu
				1,0000	Statni_dluh_HDP

Odhad modelu

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)

Závisle proměnná: Inlace

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-1,86321	1,12127	-1,662	0,1139	
Prijmy_zav_cin	9,00515e-06	6,49504e-06	1,386	0,1825	
Diskontni_sazba_CNB	0,753152	0,116891	6,443	<0,0001	***
Ceny_prum_vyrobcu	0,307677	0,0809507	3,801	0,0013	***
Statni_dluh_HDP	0,0571482	0,0326437	1,751	0,0970	*
Střední hodnota závisle proměnné		2,643478	Sm. odchylka závisle proměnné	2,160140	
Součet čtverců reziduí		15,64070	Sm. chyba regrese	0,932163	
Koeficient determinace		0,847640	Adjustovaný koeficient determinace	0,813783	
F(4, 18)		25,03539	P-hodnota(F)	3,82e-07	
Logaritmus věrohodnosti		-28,20099	Akaikovo kritérium	66,40197	
Schwarzovo kritérium		72,07944	Hannan-Quinnovo kritérium	67,82984	
rho (koeficient autokorelace)		-0,048796	Durbin-Watsonova statistika	2,095419	

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{2t} = -1,86321 x_{0t} + (9,00515e - 06) x_{1t} + 0,753152 x_{3t} + 0,307677 x_{4t} + 0,0571482 x_{5t} + u_{2t}$$

4.3.3 Statistická verifikace

Z odhadnutého modelu změn ve vysvětlované proměnné Inlace výše lze učinit závěr, že parametry proměnných Diskontní sazba ČNB a Ceny průmyslových výrobců jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametry proměnné Státní dluh/HDP jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,1$. Zbývající parametry konstanty a proměnné Daňové zatížení zaměstnanců se prokázaly na sledovaných hladinách významnosti ($\alpha = 0,01$, $\alpha = 0,05$, $\alpha = 0,1$) jako statisticky nevýznamné.

Dle p-hodnoty 3,82e-07 F-testu je model statisticky významný jako celek. Změny ve vysvětlované proměnné Inlace vysvětleny dle koeficientu determinace 0,847640 variabilitou vysvětlujících proměnných z 84,8 %.

4.3.4 Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 18,8319

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(14) > 18,8319) = 0,171473$

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 4,73719

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(4) > 4,73719) = 0,315341$

Test normality reziduí

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 5,03432

s p-hodnotou = 0,0806884

DW statistika – autokorelace 1. řádu

Durbin-Watsonova statistika = 2,09542

H1: positive autocorrelation

p-hodnota = 0,297993

H1: negative autocorrelation

p-hodnota = 0,702007

Breusch-Godfreyův test - autokorelace až do řádu 2

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,36085

s p-hodnotou = $P(F(2, 16) > 0,36085) = 0,702614$

4.3.4.1 Závěr ekonometrické verifikace

Stejně jako u HDP bylo u modelu Inflace použit k provedení statistické verifikace software Gretl, přičemž i zde byla ve všech výše uvedených případech potvrzena nulová hypotéza na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Ve zvoleném ekonometrickém modelu tedy nebyla identifikována heteroskedasticita, nebyla identifikována autokorelace reziduí 1. ani 2. řádu, a zároveň bylo potvrzeno, že v modelu je náhodná složka normálně rozdělena.

4.3.5 Ekonomická verifikace modelu

Tabulka 6 - Ekonomická verifikace - inflace

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const	-1,86321	Budou-li ostatní vlivy v modelu nulové, klesne inflace meziročně o 1,86 %, ceteris paribus.
Prijmy_zav_cin	9,00515e-06	Zvýší-li se daňové zatížení zaměstnanců o 1 mil Kč, zvýší se inflace o 9 %, ceteris paribus.
Diskontni_sazba_CNB	0,753152	Zvýší-li se diskontní sazba ČNB o 1 %, zvýší se inflace o 0,75 %, ceteris paribus.
Ceny_prum_vyrobcu	0,307677	Zvýší-li se ceny průmyslových výrobců o 1 %, zvýší se inflace o 0,31 %, ceteris paribus.
Statni_dluh_HDP	0,0571482	Zvýší-li se poměr státního dluhu a HDP o 1 %, zvýší se inflace o 0,06 %, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Následně byla provedena ekonomická verifikace modelu, na základě které by mohly být učiněny závěry o míře naplnění stanovených předpokladů působení vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou. V případě proměnných Diskontní sazba ČNB a Ceny průmyslových výrobců odpovídal směr působení parametrů proměnných stanoveným předpokladům.

V případě proměnné Diskontní sazba ČNB bylo očekáváno, že její zvýšení přispěje ke snížení proměnné inflace, a to s ohledem na ekonomickou teorii i současnou praxi, ve které se ČNB momentálně snaží zastavit růst inflace a snížit ji právě pomocí zvyšování diskontní sazby. Vymodelovaný směr působení tedy tyto stanovené předpoklady nepotvrdil, když zvýšení diskontní sazby o 1 % způsobí dle modelu nárůst inflace o 0,75 %. Samotné modelované hodnoty by bylo možné považovat za poměrně reálné, když jednocentní zvýšení diskontní sazby vedlo k růstu inflace o $\frac{3}{4}$ procentního bodu. Jak již bylo ale řečeno, model vyhodnotil opačné působení, což je neodpovídající. Na základě poznatků ekonomické teorie bylo předpokládáno, že mezi proměnnými diskontní sazba ČNB a inflací bude vazba přímá, a tudíž že bude míra vzájemného působení velká. Diskontní sazba je totiž jedním ze základních nástrojů užívaných ve snaze ČNB ovlivnit vývoj inflace, což bylo potvrzeno aktuálně právě v průběhu roku 2021, ve kterém došlo k několikanásobnému zvýšení diskontní sazby za účelem potlačení enormního nárůstu inflace. Vyhodnocená vysoká statistická významnost diskontní sazby byla predikována, jelikož souvztažnost těchto veličin je významná. Diskontní sazba ČNB se ukázala jako statisticky významná proměnná na hladině významnosti $\alpha = 0,01$.

Také u proměnné Ceny průmyslových výrobců odpovídá směr působení předpokládanému vlivu na inflaci. I v tomto případě se intenzita vlivu neboli velikost změny inflace o 0,31 % při změně cen průmyslových výrobců o 1 % jeví jako reálná. Vzhledem k tomu, že ale ceny průmyslových výrobců fluktuují spíše v řádech desetin jednotek procentních bodů, změna o celou jednotku meziročně je spíše nepravděpodobná. Při obvyklém vývoji událostí tak meziročně spíše dochází ke změně menší než 1 %, tudíž i způsobený dopad na inflaci bude v nominální hodnotě umenšen. Překvapivou může být vysoká statistická významnost proměnné Ceny průmyslových výrobců, která byla modelem prokázána jako statisticky významná na hladině $\alpha = 0,01$. Vztah mezi inflací a cenami průmyslových výrobců je však evidentní. Překotný vývoj byl u cen průmyslových výrobců zaznamenán v průběhu roku 2021, když hodnoty cen zjištěné v červnu byly meziročně vyšší o 6,1 %. Navíc se ceny průmyslových výrobců snadněji promítají do spotřebitelské inflace v souvislosti s rostoucí poptávkou (ČTK, 2021).

Dle provedené ekonomické verifikace má zvýšení daňového zatížení zaměstnanců představující přeneseně působení superhrubé mzdy dopad na inflaci v podobě jejího snížení, což neodpovídá stanoveným předpokladům. Dle sestaveného modelu naopak zvýšení daňového zatížení zaměstnanců, tedy přeneseně zavedení superhrubé mzdy, povede ke zvýšení inflace. Hodnota znázorňující intenzitu působení této proměnné je $9,00515e-06$. Zvýšení daňového zatížení tedy způsobí nárůst inflace $0,00000900515$ %, což je hodnota skutečně blízká nule. Navzdory tomu, že předpoklad v tomto případě nebyl potvrzen a směr působení dané proměnné byl opačný, určený vliv byl ještě mnohem menší než v případě HDP, tudíž lze konstatovat v podstatě neznatelný dopad superhrubé mzdy na inflaci. Vliv daňového zatížení na inflaci se tedy na základě modelu jeví nevýznamným.

Výsledek modelování může být způsoben tím, že stanovení předpokladu, dle kterého zvýšením daňového zatížení klesne spotřeba domácností, nemusel být správný. Do spotřeby domácností se promítá celá řada jednotlivých dílčích faktorů, které mohou spotřební výdaje domácností vydávané na statky krátkodobé a dlouhodobé spotřeby ovlivnit. Vedle změny výše disponibilního důchodu v souvislosti se superhrubou mzdou totiž může ve stejný okamžik nastat více jevů ovlivňujících spotřebu domácností, které se mohou vzájemně vynulovat či působit současně stejným směrem. V důsledku toho nemusí nutně spotřeba domácností vzrůst, ačkoliv se disponibilní důchod zvýší. V každém případě, dle modelu nebyla proměnná daňového zatížení statisticky významná, tudíž nelze výše uvedený závěr považovat za plně validní.

U proměnné Státní dluh/HDP se nepotvrdil očekávaný vliv na obecnou míru inflace, dle modelu zvýšení podílu státního dluhu k HDP způsobí vzrůst inflace o 0,06 % (po zaokrouhlení). Vzhledem k tomu, že podíl vysvětlující veličiny meziročně vykazuje změny spíše v řádu jednotek %, lze říci, že dopad na inflaci je spíše zanedbatelný bez ohledu na směr působení. Navíc u dané proměnné také nebyla potvrzena statistická významnost.

4.4 Dopad superhrubé mzdy na nezaměstnanost

4.4.1 Výchozí ekonomická teorie

Na základě poznatků ekonomické teorie jsou předpokládány níže uvedené dopady vysvětlujících proměnných Daňové zatížení zaměstnanců, Souhrnná produktivita práce, Volná pracovní místa a HDP na vysvětlovanou proměnnou Obecná míra nezaměstnanosti. Předpokládané směry a intenzity působení vysvětlujících proměnných budou následně porovnány se zjištěnými vztahy v modelu.

Na základě získaných poznatků se očekává, že zvýšení daňového zatížení zaměstnanců povede ke zvýšení nezaměstnanosti.

Růst produktivity práce by pak měl také přispět ke zvýšení nezaměstnanosti, a to na základě úvahy, že nárůstem produktivity práce je snižována potřeba lidských zdrojů, a tedy že zvýšení produktivity povede ke zvýšení nezaměstnanosti.

V případě zvýšení počtu volných pracovních míst lze očekávat naopak snížení nezaměstnanosti.

Od zvýšení HDP očekáváme na základě teoretických poznatků a s přihlédnutím k prvnímu ekonometrickému modelu snížení nezaměstnanosti.

4.4.2 Model

Formulace ekonomického modelu:

$$y_{3t} = f(x_{0t} + x_{1t} + x_{6t} + x_{7t} + x_{8t})$$

Formulace ekonometrického modelu:

$$\beta_3 y_{3t} = \gamma_{30} x_{0t} + \gamma_{31} x_{1t} + \gamma_{36} x_{6t} + \gamma_{37} x_{7t} + \gamma_{38} x_{8t} + u_{3t}$$

Deklarace proměnných:

- endogenní (vysvětlovaná) proměnná:
 - y_{3t} – obecná míra nezaměstnanosti (%)
 - *[Dle ILO počítána jako podíl počtu nezaměstnaných na celkové pracovní síle (v procentech), kde číselník i jmenovatel jsou ukazatele konstruované podle mezinárodních definic a doporučení (Eurostatu a Mezinárodní organizace práce ILO). Jedná se o odhady*

z výběrového šetření pracovních sil. Předmětem šetření jsou všechny osoby obvykle bydlící v soukromých domácnostech. Šetření se nevztahuje na osoby bydlící dlouhodobě v hromadných ubytovacích zařízeních. Z toho důvodu jsou údaje za určité skupiny obyvatelstva, zejména za cizí státní příslušníky žijící a pracující na území republiky, k dispozici v omezené míře]

- exogenní (vysvětlující) proměnné:
 - x_{0t} – jednotkový vektor
 - x_{1t} – daňové zatížení zaměstnanců (mil. Kč)
 - [příjmy z daně z příjmu FO ze závislé činnosti]
 - x_{6t} – souhrnná produktivita práce (%)
 - [předchozí rok = 100; využity údaje o počtech obsazených pracovních míst přepočtených na plnou pracovní dobu podle metodiky ESA 2010, tzn. zahrnuty jsou osoby, které pracují na hlavní i vedlejší pracovní poměr, zahraniční pracovníci (zaměstnanci i podnikatelé) a odhad pracovníků za statisticky nezjištěnou ekonomiku]
 - x_{7t} – volná pracovní místa (počet)
 - [Celkový počet zaměstnavateli nabízených pracovních míst prostřednictvím Úřadu práce]
 - x_{8t} – HDP (mld. Kč)
 - [Vývoz celkem (FOB) – Dovoz celkem (FOB)]
- stochastická proměnná:
 - u_t – náhodná složka (reziduum)

Tabulka 7 - Deklarace proměnných - nezaměstnanost

Název proměnné	Typ proměnné	Jednotky	Zkratka
Obecná míra nezaměstnanosti	endogenní	%	Nezam
Daňové zatížení zaměstnanců	exogenní	mil. Kč	Prijmy_zav_cin
Souhrnná produktivita práce	exogenní	%	Souhrn_produkтивita
Volná pracovní místa	exogenní	-	Volna_prac_mista
HDP	exogenní	mld. Kč	HDP

Zdroj: Vlastní zpracování

Odhad modelu:

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)

Závisle proměnná: Nezam

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	9,21900	0,794471	11,60	<0,0001	***
Prijmy_zav_cin	3,03685e-05	2,28271e-05	1,330	0,2000	
Souhrn_produk-tivita	0,136054	0,0752815	1,807	0,0875	*
Volna_prac_mista	-1,76693e-05	4,21438e-06	-4,193	0,0005	***
HDP	-0,00143865	0,000606541	-2,372	0,0291	**
Střední hodnota závisle proměnné		6,073913	Sm. odchylka závisle proměnné	2,121795	
Součet čtverců reziduí		8,874296	Sm. chyba regrese	0,702151	
Koeficient determinace		0,910401	Adjustovaný koeficient determinace	0,890490	
F(4, 18)		45,72365	P-hodnota(F)	3,42e-09	
Logaritmus věrohodnosti		-21,68373	Akaikovo kritérium	53,36746	
Schwarzovo kritérium		59,04493	Hannan-Quinnovo kritérium	54,79533	
rho (koeficient autokorelace)		0,263902	Durbin-Watsonova statistika	1,368931	

Zápis výsledného odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_{2t} = -1,86321 x_{0t} + (9,00515e - 06) x_{1t} + 0,753152 x_{3t} + 0,307677 x_{4t} + 0,0571482 x_{5t} + u_{2t}$$

4.4.3 Statistická verifikace

Z odhadnutého modelu změn ve vysvětlované proměnné Nezaměstnanost vyplývá, že parametry konstanty a proměnné Volná pracovní místa výrobců jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$, parametry proměnné HDP jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ a parametry proměnné Souhrnná produktivita práce jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,1$.

Dle p-hodnoty 3,42e-09 F-testu je model statisticky významný jako celek. Změny ve vysvětlované proměnné Inflace vysvětleny dle koeficientu determinace 0,910401 variabilitou vysvětlujících proměnných z 91 %.

4.4.4 Ekonometrická verifikace

Whiteův test heteroskedasticity

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 18,8298

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(14) > 18,8298) = 0,171555$

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 5,06683

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(4) > 5,06683) = 0,280508$

Test normality reziduí

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 0,737238

s p-hodnotou = 0,691689

DW statistika – autokorelace 1. řádu

Durbin-Watsonova statistika = 1,36893

H1: positive autocorrelation

p-hodnota = 0,0093464

H1: negative autocorrelation

p-hodnota = 0,990654

Breusch-Godfreyův test - autokorelace až do řádu 2

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 1,00197

s p-hodnotou = $P(F(2, 16) > 1,00197) = 0,389062$

4.4.4.1 Závěr ekonometrické verifikace

Také v posledním ekonometrickém modelu byl použit k provedení statistické verifikace software Gretl. Na základě výstupů lze konstatovat, že i v případě ekonometrického modelování dopadů na proměnnou Nezaměstnanost byla ve všech výše uvedených případech potvrzena nulová hypotéza na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Ve zvoleném ekonometrickém modelu tedy nebyla identifikována heteroskedasticita, nebyla identifikována autokorelace reziduí 1. ani 2. řádu, a zároveň bylo potvrzeno, že v modelu je náhodná složka normálně rozdělena.

4.4.5 Ekonomická verifikace modelu

Tabulka 8 - Ekonomická verifikace - nezaměstnanost

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
const	9,21900	Budou-li ostatní vlivy v modelu nulové, bude meziroční přírůstek Nezaměstnanosti roven 9,22 %, ceteris paribus.
Prijmy_zav_cin	3,03685e-05	Zvýší-li se daňové zatížení zaměstnanců o 1 mil Kč, zvýší se nezaměstnanost o 3,04 %, ceteris paribus.
Souhrn_produkivita	0,136054	Zvýší-li se souhrnná produktivita práce o 1 %, zvýší se nezaměstnanost o 0,14 %, ceteris paribus.
Volna_prac_mista	-1,76693e-05	Zvýší-li se počet volných pracovních míst o 1, sníží se nezaměstnanost o 1,77 %, ceteris paribus.
HDP	-0,00143865	Zvýší-li se HDP ČR o 1 mld. Kč, sníží se nezaměstnanost o 0,0014 %, ceteris paribus.

Zdroj: Vlastní zpracování

Za účelem posouzení míry naplnění stanovených předpokladů působení vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou jsme přistoupili k ekonomické verifikaci. U tohoto modelu odpovídaly předpokládané směry působení parametrů všech vysvětlujících proměnných předpokladům, což svědčí o tom, že šlo o pravděpodobně nejlépe navržený model v předkládané diplomové práci. Také vyjma jediné byly proměnné prokázány jako statisticky významné na různých hladinách významnosti.

V případě proměnné Daňové zatížení zaměstnanců bylo potvrzeno, že její růst o 1 mil. Kč povede k nárůstu nezaměstnanosti o 3,04 %. Směr působení tedy odpovídá stanovenému očekávání, že zavedení superhrubé mzdy vede paušálně ke zvýšení nezaměstnanosti. Míra intenzity tohoto působení vyčíslená hodnotou okolo 3 % se však jeví jako poměrně vysoká. Vzhledem k tomu, že za celé sledované období k významným výkyvům proměnné Obecná míra nezaměstnanosti nedocházelo a meziroční změny se zejména v posledních letech pohybovaly spíše v řádech desetin jednotek %, vypočítaný dopad daňového zatížení zaměstnanců se jeví jako nadhodnocený. Na druhou stranu, mezi roky 2008 a 2009, když v roce 2008 byla superhrubá mzda zavedena, došlo k nárůstu nezaměstnanosti o 2,3 %. S touto perspektivou se tedy modelovaná změna ve výši 3 % již může zdát jako reálná, přičemž i faktická data přibližně této hodnotě odpovídají. Také směr působení (znaménko změny) odpovídá skutečnosti sledované mezi roky 2008 a 2009. Navíc v případě tohoto modelu byla proměnná Daňové zatížení zaměstnanců statisticky

významnou na nejpřísnější hladině významnosti $\alpha = 0,01$, tudíž lze tento závěr považovat za validní a potvrzující stanovený předpoklad.

Očekávané zvýšení nezaměstnanosti v důsledku zvýšení produktivity práce bylo také potvrzeno, ačkoli míra působení daného parametru je navzdory očekávání poměrně nízká. Dle modelu, pokud se souhrnná produktivita práce zvýší o 1 %, nezaměstnanost vzroste o 0,14 %. Při zohlednění skutečnosti, že souhrnná produktivita práce ve sledovaném období, zejména v posledních letech, meziročně vykazovala změny spíše v desetinách procent, reálný dopad na nezaměstnanost nebude příliš markantní. Navzdory tomu, potvrzením skutečnosti, že zvýšení produktivity práce skutečně spěje ke zvýšení nezaměstnanosti, se nabízí cílené změny produktivity jako vhodný nástroj při snaze ovlivnit nezaměstnanost.

Také v případě počtu volných pracovních míst byl potvrzen předpoklad, a tedy že navýšení volných míst povede z logiky věci ke snížení nezaměstnanosti. Zde ale oproti předchozímu případu byla identifikována větší intenzita očekávaného působení, než se jeví reálným. Snížení obecné míry nezaměstnanosti o 1,77 % při zvýšení počtu volných míst o pouhé jedno místo je pravděpodobně nepřiměřené. Proměnná ale byla prokázána jako statisticky významná na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ (***) , tudíž je na místě tento závěr považovat za ověřený. Vystává také otázka, zda počet volných pracovních míst je vhodným ukazatelem, když volná pracovní místa mohou být zvýšena jak započítáním nově vzniklých pracovních míst, tak uvolněním těch stávajících. Od druhého jmenovaného případu by pak bylo možné očekávat spíše opačný vliv na nezaměstnanost než ten, který byl zjištěn modelem. V tomto kontextu tedy lze zjištěné výsledky zpochybnit, při setrvání u vysvětlení, že volná pracovní místa pracují i s nově vytvořenými pozicemi, ale lze považovat výsledek modelování za validní.

V případě poslední taktéž statisticky významné proměnné HDP byl potvrzen očekávaný předpoklad, že nezaměstnanost při růstu HDP poklesne. Tento jev odpovídá ekonomickým zákonitostem zpracovaným v teoretické části práce. Nutno však podotknout, že předpoklad stanovený pro tento model byl stanoven již na základě zkušenosti získané v prvním modelu, který sledoval dopad jednotlivých exogenních proměnných na endogenní proměnnou HDP na 1 obyvatele. Intenzita působení – snížení nezaměstnanosti o 0,0014 % při nárůstu HDP o 1 mld. se jeví jako poměrně zanedbatelné, pokud ale zohledníme fluktuaci obou proměnných v celém sledovaném období, je velikost změny nezaměstnanosti pravidelně řádově daleko nižší než změna u HDP, tudíž zjištěnou hodnotu lze považovat za odpovídající skutečnosti.

4.5 Prognózy

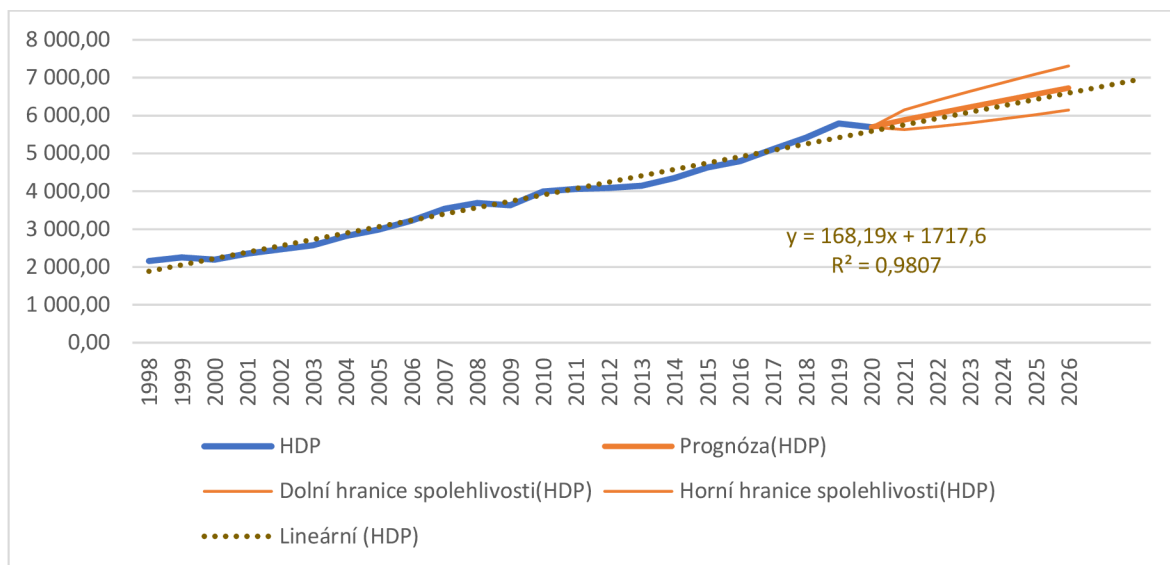
Následující kapitola bude věnována prognózám vysvětlovaných proměnných, které byly modelovány v předchozích částech diplomové práce, a to pro následující 6 období, tedy roky 2021 - 2026. Za účelem získání relevantní a vypovídající předpovědi hodnot vysvětlovaných proměnných bude vytvořena bodová i intervalová prognóza ex-ante přičemž získané hodnoty bodové prognózy pro předpovídané období budou porovnány s odhadem vývoje daného makroekonomického agregátu, který Česká národní banka pravidelně zveřejňuje na svých webových stránkách (ČNB, 2021). Při zpracování následující kapitoly bude pracováno s prognostickými daty z podzimu 2021 zveřejněnými dne 4. listopadu 2021. Bodové a intervalové prognózy ex-ante budou vytvořeny pro každou z vysvětlovaných proměnných – HDP, Inflace a Nezaměstnanost. Při vytváření prognóz budou využity trendové funkce uvedených exogenních proměnných modelované s pomocí nástroje Excel.

4.5.1 Prognóza vývoje HDP

Za účelem vytvoření odhadu vývoje HDP v České republice v následujících 6 obdobích byly využity hodnoty, které figurovaly již v ekonometrických modelech výše. Konkrétně byl odhadován vývoj proměnné HDP v mld. Kč, přičemž známými hodnotami jsme disponovali pro období od roku 1998 do roku 2020. Cílem při sestavení prognózy ex ante bylo předpovědět hodnoty HDP v následujících 6 letech (2021 - 2026).

Pomocí nástroje Excel byla vytvořena předpověď hodnot dané proměnné, a to bodová i intervalová. Předpovídaná období jsou v grafickém znázornění níže zobrazena oranžovou barvou. Trend identifikovaný v posuzovaných hodnotách je znázorněn tečkovanou linkou, přičemž určena byla také trendová funkce dané přímkou a koeficient determinace.

Obrázek 8 - Grafické znázornění vývoje HDP



Zdroj: Vlastní zpracování.

Trendová funkce:

$$y = 168,19x + 1717,6$$

$$R^2 = 0,9807$$

Trend u vývoje HDP je stabilně stoupající, bez výkyvů. Na základě hodnoty R^2 lze konstatovat, že změny ve vývoji přímky mají 98,07% vliv na změny vývoje sledovaného HDP.

Bodový odhad hodnot HDP pro období 2021 – 2026 je uveden v následující tabulce, přičemž vpravo od něj jsou dané hodnoty přepočítány na procentuální nárůst oproti předchozímu období. Pro snadné porovnání jsou hodnoty předpovídané ČNB pro roky 2021, 2022 a 2023 uvedeny v pravém sloupci tabulky.

Tabulka 9 - Bodová prognóza HDP

Bodová prognóza HDP	HODNOTA	meziroční nárůst o x	ČNB	rozdíl (ČNB - meziroční nárůst o x)
2021	5 886,77	1,033746 %	1,9 %	0,87 %
2022	6 054,82	1,028546 %	3,5 %	2,47 %
2023	6 222,86	1,027754 %	3,8 %	2,77 %
2024	6 390,90	1,027004 %		
2025	6 558,95	1,026294 %		
2026	6 726,99	1,025621 %		

Zdroj: Vlastní zpracování.

Z porovnání zpracovaných prognóz a odhadů vývoje HDP od ČNB je zřejmé, že odhad ČNB je podstatně vyšší. Může tomu tak být z důvodu uvažování již některých veřejností nepředvídaných skutečností vývoje ekonomiky, ke kterým má ČNB přístup (např. plánované zvýšení diskontní sazby ČNB).

Tabulka 10 - Intervalová prognóza HDP

Intervalová prognóza HDP	MIN	MAX
2021	27 773,05	30 703,81
2022	28 153,97	31 819,18
2023	28 596,32	32 873,13
2024	29 076,56	33 889,18
2025	29 583,17	34 878,87
2026	30 109,47	35 848,86

Zdroj: Vlastní zpracování.

Intervalová prognóza byla zpracována také pomocí Excelu, přičemž hodnoty MIN a MAX představují dolní a horní hranice spolehlivosti.

4.5.2 Prognóza vývoje inflace

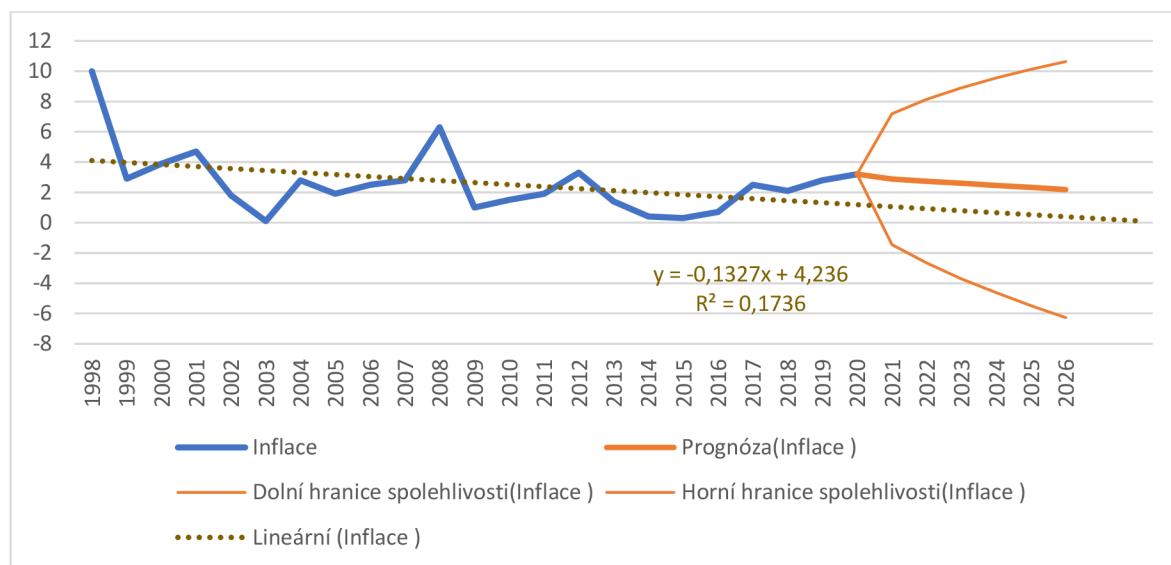
Za účelem vytvoření prognózy vývoje inflace byly využity hodnoty proměnné Obecná míra inflace v %, jež byly používány také v ekonometrickém modelování výše, tedy hodnoty pro období od roku 1998 do roku 2020. Při vytváření této prognózy byl očekáván nesoulad

s odhadem ČNB, a to z důvodu velice dynamicky se vyvíjejících hodnot v posledním roce, na což reagovala sama ČNB, když několikrát přistoupila ke zvýšení diskontní sazby.

Vývoj inflace byl opět předpovídán pro období 2021 – 2026, přičemž vytvořeny byly prognózy bodové i intervalové. Bodová prognóza byla opět porovnána s odhadem ČNB zveřejněným na jejích webových stránkách.

Barevné rozlišení v následujícím grafu je obdobné jako u prognózy HDP výše – prognóza je vyznačena oranžově a přímka trendu vývoje inflace tečkovaně.

Obrázek 9 - Grafické znázornění vývoje inflace



Zdroj: Vlastní zpracování.

Trendová funkce:

$$y = -0,1327x + 4,236$$

$$R^2 = 0,1736$$

Trendová přímka znázorňující vývoj inflace se jeví dlouhodobě klesající, s poměrně významnými výkyvy. Na základě hodnoty R^2 lze konstatovat, že změny ve vývoji přímky mají 17,36% vliv na změny vývoje inflace.

Tabulka 11 - Bodová prognóza inflace

Bodová prognóza inflace	HODNOTA	ČNB	rozdíl (ČNB -HODNOTA)
2021	2,871 %	2,18 %	-0,69 %
2022	2,733 %	6,61 %	3,88 %
2023	2,595 %	1,88 %	-0,72 %
2024	2,457 %		
2025	2,319 %		
2026	2,181 %		

Zdroj: Vlastní zpracování.

Jak bylo očekáváno, vytvořená prognóza skutečně neodpovídá předpovědi ČNB, alespoň co se týče období 2022. Tento jev lze připisovat velkému nárůstu inflace v poslední době. Hodnoty odhadu ČNB navíc vychází z odhadu vždy pro 1. čtvrtletí daného roku. Hodnota odhadu ČNB pro rok 2021 tak je zkreslená, jelikož v průběhu celého roku 2021 inflace významně vzrostla, na což ČNB reagovala zvýšením diskontní sazby ČNB (jak bylo již zmíněno výše). Zajímavé však je, že odhad ČNB pro rok 2023 je dokonce nižší než vytvořená prognóza. To může mít mnoho příčin, jednou z nich však může být skutečnost, že ČNB již předpokládá některé své další kroky, jež jsou její prognózou již reflektovány. Snížení inflace na 1,88 % by však nejspíš musel přecházet zásadní zásah ČNB, je tedy otázkou, co ČNB v roce 2022 chystá.

Tabulka 12 - Intervalová prognóza inflace

Intervalová prognóza HDP	MIN	MAX
2021	-1,45	7,19
2022	-2,67	8,13
2023	-3,71	8,90
2024	-4,63	9,55
2025	-5,48	10,12
2026	-6,27	10,64

Zdroj: Vlastní zpracování.

Intervalová prognóza byla vytvořena stejně jako u HDP výše na základě dolní a horní hladiny spolehlivosti.

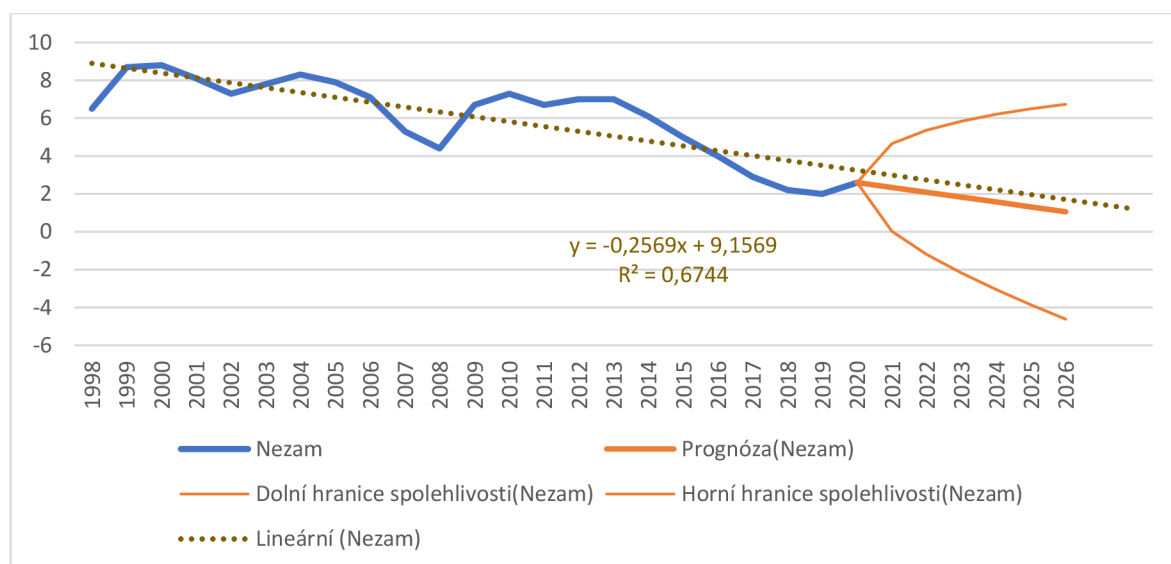
4.5.3 Prognóza vývoje nezaměstnanosti

Také pro účely vytvoření prognózy vývoje nezaměstnanosti byly využity hodnoty již dříve užívané při ekonometrickém modelování, a to konkrétně hodnoty proměnné Obecná míra nezaměstnanosti v %.

Vývoj nezaměstnanosti byl předpovídan pro období 2021 – 2026, přičemž vytvořeny byly opět prognózy bodové a intervalové. Bodová prognóza byla porovnána s odhadem ČNB.

Grafické znázornění dodržuje pravidla nastavená v prognózách výše, tedy že předpovídané období je znázorněno oranžově, vložena je trendová přímka, která je zobrazena tečkovaně.

Obrázek 10 - Grafické znázornění vývoje nezaměstnanosti



Zdroj: Vlastní zpracování.

Trendová funkce:

$$y = -0,2569x + 9,1569$$

$$R^2 = 0,6744$$

Trendová přímka znázorňující vývoj nezaměstnanosti (obecné míry) se jeví dlouhodobě klesající, přítomny jsou ale také poměrně podstatné výkyvy. Na základě hodnoty R^2 lze konstatovat, že změny ve vývoji přímky mají 67,44% vliv na změny vývoje nezaměstnanosti.

Tabulka 13 - Bodová prognóza nezaměstnanosti

Bodová prognóza inflace	HODNOTA	ČNB	rozdíl (ČNB -HODNOTA)
2021	2,343	3,1 %	0,76 %
2022	2,086	2,8 %	0,71 %
2023	1,829	2,7 %	0,87 %
2024	1,572		
2025	1,315		
2026	1,058		

Zdroj: Vlastní zpracování.

Odhad ČNB lze považovat za poměrně odpovídající vytvořené prognóze. Ačkoliv hodnoty zveřejněné ČNB jsou mírně vyšší než dle vytvořené prognózy, klesající trend je identifikovatelný v obou odhadech. O tom, že v nezaměstnanosti je Česká republika při porovnání s ostatními státy Evropské unie „*premiantem*“, hovoří například i analytik Tomáš Volf při srovnání makroekonomických ukazatelů států EU (Aktuálně.cz, 2021).

Tabulka 14 - Intervalová prognóza nezaměstnanosti

Intervalová prognóza HDP	MIN	MAX
2021	0,03	4,66
2022	-1,19	5,36
2023	-2,18	5,84
2024	-3,06	6,20
2025	-3,87	6,50
2026	-4,62	6,74

Zdroj: Vlastní zpracování.

Intervalová prognóza vývoje nezaměstnanosti je opět určena hodnotami dolní a horní hladiny spolehlivosti.

5 Zhodnocení výsledků

5.1 Zhodnocení modelů

Nezbytným předpokladem k dostatečně erudovanému provedení ekonometrické analýzy makroekonomických ukazatelů ovlivněných superhrubou mzdou, jež byla primárním tématem předkládané diplomové práce, bylo zpracovat teoretická ekonomická, právní, daňová a další východiska, která s tématem superhrubé mzdy souvisí. Za tímto účelem byly v návaznosti na obecnou ekonomickou teorii v úvodu z obecného pohledu formulovány zákonitosti, na základě kterých lze v tržním prostředí v České republice očekávat určitý vývoj. Zejména šlo o příčiny a následky kauzálně související s růstem či poklesem daňového zatížení zaměstnanců, které bylo zvoleno jako nejvhodnější proměnná demonstrující existenci či neexistenci superhrubé mzdy v českém daňovém systému.

Z důvodu zvolení ekonometrického modelování k naplnění cílů této diplomové práce bylo potřeba obšírně definovat a stanovit metodiku, jež byla zamýšlena při analýze aplikovat na skutečná data. Získávání dat probíhalo vždy z veřejně dostupných zdrojů, přičemž nejčastěji byla využívána data Českého statistického úřadu a České národní banky, ale i některých dalších subjektů.

Jako sledované období byla určena časová řada hodnot od roku 1998 do roku 2020. Pro stanovené období byly shromážděny časové řady proměnných rozdělených do třech částí podle modelů, ve kterých figurovaly. Na základě shromáždění veškerých potřebných údajů mohlo být přistoupeno k sestavení jednotlivých ekonomických, a následně ekonometrických modelů.

5.1.1 Model HDP na 1 obyvatele

První sestavený model měl demonstrovat vývoj HDP na 1 obyvatele, který byl vysvětlovanou proměnnou. Jako vysvětlující proměnné v daném modelu figurovaly proměnné Daňové zatížení zaměstnanců (mil. Kč), Saldo Ex-Im (mld. Kč), Obecná míra nezaměstnanosti (%) a Obecná míra inflace (%). První jmenovaná proměnná Daňové zatížení zaměstnanců demonstrovala superhrubou mzdou, jelikož právě dopad superhrubé mzdy na hodnotu vybrané daně z příjmu ze závislé práce byl velký.

V případě dopadu superhrubé mzdy (daňového zatížení zaměstnanců) na HDP na 1 obyvatele, bylo očekáváno, že zvýšení daňového zatížení zaměstnanců povede ke snížení HDP na 1 obyvatele. Směr působení proměnné šel ale naopak k mírnému zvýšení HDP na

1 obyvatele. Vzhledem k tomu, že hodnota jednotkové změny byla velmi nízká (změna HDP pouze o 0,0651420 Kč/obyv.), lze však hovořit o téměř nulovém dopadu změny daňového zatížení zaměstnanců na sledované HDP. Předpoklad se tedy vytvořeným modelem nepotvrdil. Nejpravděpodobnějším důvodem tohoto jevu byla shledána vysoká míra agregovanosti ukazatele HDP na 1 obyvatele, v důsledku které je daňové zatížení zaměstnanců pouze velmi malou částí z celého spektra faktorů ovlivňujících HDP. Z toho důvodu nebyl významný vliv daňového zatížení, respektive superhrubé mzdy, zaznamenán. Důležitým poznatkem v této souvislosti bylo, že politické deklarace pro nebo proti zavedení superhrubé mzdy zmiňující dopad na HDP a používající tento faktor jako argument nemají příliš reálnou oporu a neměly by být tudíž považovány za relevantní.

V případě salda exportu a importu byl stanovený předpoklad potvrzen, a tedy že zvýšení exportu ze země způsobí zvýšení HDP na hlavu v ČR. Míra intenzity působení salda však byla taktéž poměrně nevýznamná, když zvýšení salda o 1 mld. způsobilo zvýšení HDP o necelých 17 Kč na osobu. S ohledem na meziroční vývoj salda, kdy změny byly v řádech desítek miliard, je nutné vzít v úvahu, že jednotková změna vyhodnocená modelem se bude úměrně násobit, tudíž nominální vliv salda na HDP už určitý význam mít bude.

Další sledovanou vysvětlující proměnnou byla nezaměstnanost, jejíž směr působení byl taktéž potvrzen. Bylo zjištěno, že zvýšení nezaměstnanosti o 1 % způsobí pokles HDP asi o 351 Kč. U nezaměstnanosti však nejsou zaznamenávány meziročně významné výkyvy, tudíž změna o 1 % a více není příliš běžná, tudíž nelze předpokládat významný faktický vliv na HDP. Pokud by k takovému výkyvu došlo, pravděpodobně dojde také ke změně HDP, ale spíše z důvodu jiných skutečností, které by měly tak významný dopad na makroekonomické ukazatele.

V případě inflace, která je zejména v posledním roce velice často skloňovaným makroekonomickým ukazatelem, způsobí její zvýšení o 1 % pokles HDP na 1 obyvatele o 47,83 Kč/obyv., což je opačný směr působení, než byl předvídan. Také zde lze ale vyhodnocenou sílu působení změny považovat za poměrně nízkou. V tomto případě lze navíc uvažovat o problematické skutečnosti, že zvyšování HDP i inflace jsou často reakcí na podobné skutečnosti v ekonomice, tudíž mohou růst obě veličiny, ale ne nutně ve vzájemném vztahu příčiny a důsledky. Zjednodušeně řečeno na základě ekonomické teorie lze očekávat, že poroste HDP i inflace, přičemž růst jedné veličiny nebude příčinně přímo souviset s růstem té druhé.

5.1.2 Model inflace

Účelem dalšího sestaveného modelu bylo analyzovat dopad superhrubé mzdy na inflaci, respektive obecnou míru inflace, která byla vysvětlovanou proměnnou. Exogenními proměnnými byly v tomto modelu proměnné Daňové zatížení zaměstnanců (mil. Kč), Diskontní sazba ČNB (%), Ceny průmyslových výrobců (%) a Státní dluh k HDP (%).

Proměnná Daňové zatížení zaměstnanců opět demonstrovala vliv superhrubé mzdy a v jejím případě bylo očekáváno, že zvýšení daňového zatížení zaměstnanců způsobí snížení inflace. Dle sestaveného modelu ale naopak zvýšení daňového zatížení zaměstnanců, tedy přeneseně zavedení superhrubé mzdy povede ke zvýšení inflace. V daném případě však vyšla ještě daleko menší hodnota parametru než u HDP, konkrétně že jednotková změna daňového zatížení způsobí změnu inflace o 0,00000900515 %. Na základě zjištěné hodnoty lze konstatovat, že dopad superhrubé mzdy na inflaci je skutečně nevýznamný. Proměnná superhrubé mzdy navíc nebyla statisticky významná, tudíž nelze tento závěr považovat za plně validní. Možným důvodem zjištěné hodnoty mohl být nesprávný předpoklad, že zvýšení daňového zatížení způsobí pokles spotřeby domácností, a to s ohledem na fakt, že do samotné spotřeby vstupuje řada dílčích faktorů, jež mohou výslednou hodnotu ovlivnit. Důsledkem této skutečnosti může být, že navzdory růstu disponibilního důchodu spotřeba nutně růst nemusí, tudíž předpokládaná příčinná souvislost mezi proměnnými nemusí být funkční.

Předpokládaným působením proměnné Diskontní sazba ČNB bylo, že její růst povede ke zvýšení inflace, což je podloženo jak ekonomickou teorií, tak současnou praxí, kdy ČNB postupně zvyšuje diskontní sazbu za účelem zastavení růstu a následného snížení inflace. Směr působení ale bohužel nebyl potvrzen, zvýšení diskontní sazby o 1 % dle modelu způsobí nárůst inflace o 0,75 %, což předpokladům neodpovídá. Zároveň však bylo predikováno, že s ohledem na přímou vazbu mezi proměnnými bude inflace reagovat zvýšením alespoň přímo úměrným, ne-li rychlejším, jelikož právě diskontní sazba je hlavním nástrojem při ovlivňování inflačního vývoje ČNB, tudíž taktéž absolutní hodnoty parametrů by nebyly úplně přesné. Bylo by možné je ale za určitých okolností považovat za validní, přestože s ohledem na odhady vývoje inflace vytvořené ČNB pro budoucí léta, aby bylo dosaženo predikovaných hodnot, bylo by třeba velice zásadního zvýšení diskontní sazby ze strany ČNB.

V případě proměnné Ceny průmyslových výrobců odpovídal vytvořený model stanoveným předpokladům, a tedy že zvýšení daných cen povede k navýšení inflace,

konkrétně dle modelu jednotkové zvýšení cen způsobí vzrůst inflace o 0,31 %. S ohledem na skutečnost, že ceny průmyslových výrobců fluktuují spíše v řádech desetin %, je třeba vzít v úvahu, že i vyhodnocená změna inflace o 0,31 % bude meziročně fakticky spíše nepravděpodobná. Ve skutečnosti tak bude docházet spíše k nominálně nižší oscilaci inflace v důsledku změn cen průmyslových výrobců. Zejména v poslední době je však vztah mezi inflací a cenami průmyslových výrobců poměrně ostře sledovaný, a to nejen v souvislosti s rapidním růstem cen v roce 2021 (ČTK, 2021).

V případě proměnné Státní dluh/HDP nebyl potvrzen očekávaný vliv na inflaci. Bylo vyhodnoceno, že jednotkové zvýšení poměru státního dluhu vůči HDP (tedy o 1 %) způsobí zvýšení inflace o 0,06 % (po zaokrouhlení). S ohledem na skutečnost, že data proměnné Státní dluh/HDP vykazují ve sledovaném období meziroční změnu spíše v řádu jednotek %, vyhodnocený dopad na inflaci lze považovat za spíše marginální. Ačkoliv tedy směr působení vyšel dle modelu opačně, než bylo predikováno, lze konstatovat, že dopad je spíše nevýznamný bez ohledu na směr působení. V případě sledované vysvětlující proměnné navíc nebyla potvrzena statistická významnost.

5.1.3 Model nezaměstnanosti

Třetí vytvořený model byl zaměřen na analýzu dopadů superhrubé mzdy na nezaměstnanost (obecnou míru nezaměstnanosti). Vysvětlujícími proměnnými v daném modelu byly zvoleny Daňové zatížení zaměstnanců (mil. Kč), Souhrnná produktivita práce (%), Volná pracovní místa (počet) a HDP (mld. Kč), přičemž v případě všech těchto proměnných byl směr působení na nezaměstnanost potvrzen. Také vyjma jediné byly proměnné prokázány jako statisticky významné na různých hladinách významnosti, což svědčí o tom, že model nezaměstnanosti nejlépe odpovídal stanoveným předpokladům.

Podle předpokladu vycházejícího z teoretických poznatků mělo zavedení superhrubé mzdy (zvýšení daňového zatížení zaměstnanců) způsobit nárůst nezaměstnanosti. Jako jediný z modelů tento potvrdil stanovený předpoklad směru působení superhrubé mzdy. Konkrétně bylo zjištěno, že zvýšení daňového zatížení zaměstnanců o 1 mil. Kč povede k nárůstu nezaměstnanosti o 3,04 %, míra působení tedy už předpokladu úplně neodpovídá. Nárůst o více než 3 % je v případě nezaměstnanosti skutečně vysoký, a to hlavně s ohledem na meziroční výkyvy ve sledovaných datech, které se obvykle pohybují spíše v desetinách % (zejména v posledních letech). Při zohlednění skutečnosti, že superhrubá mzda byla zavedena v roce 2008 a mezi roky 2008 a 2009 došlo k nárůstu nezaměstnanosti o 2,3 %, se

však modelem vyhodnocená míra působení již nejeví jako příliš nadhodnocená. V kontextu výše uvedených skutečností lze tedy modelovaný nárůst nezaměstnanosti považovat za reálný, přičemž za potvrzení správnosti modelování můžeme považovat právě i vývoj mezi lety 2008 a 2009. Navíc proměnná Daňové zatížení zaměstnanců byla vyhodnocena na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ jako statisticky významná.

Predikce v případě proměnné Souhrnná produktivita práce byla stanovena tak, že v důsledku zvýšení produktivity práce dojde ke zvýšení nezaměstnanosti, jelikož stejné množství práce bude vykonáváno menším počtem pracovníků, což logicky povede ke zvýšení nezaměstnanosti. Tento předpoklad byl modelem potvrzen, směr působení vysvětlující proměnné odpovídal výsledkům modelu. Co se týče míry působení, zvýšení nezaměstnanosti o 0,14 % v důsledku jednocentního zvýšení produktivity však s ohledem na vývoj produktivity v posledních letech (změny v desetínách %) lze považovat za minimální. Navzdory tomu, potvrzení skutečnosti, že zvýšení produktivity práce přispívá ke zvyšování nezaměstnanosti, může být důležitým ukazatelem toho, že produktivita může sloužit jako nástroj při záměrném ovlivňování vývoje nezaměstnanosti. V praxi si nelze ale příliš reálně představit, že by bylo efektivní záměrně snižovat produktivitu práce za účelem snížení nezaměstnanosti a zároveň je stejně tak těžší představitelné, že bude cílem zvýšení nezaměstnanosti (možná v případě, že by byla skutečně příliš nízká). Ve výsledku tak pravděpodobně tento nástroj reálně využitelný nebude.

U proměnné Volná pracovní místa byl předpokládán směr působení na nezaměstnanost také potvrzen, tedy že nárůst volných míst nabízených zaměstnavateli způsobí následný pokles nezaměstnanosti, jelikož nezaměstnané osoby tato volná místa obsadí. Míra intenzity působení ale příliš reálnou vyhodnocena nebyla, když dle modelu zvýšení počtu volných míst o pouhé jedno místo způsobí zásadní snížení nezaměstnanosti o 1,77 %. Při zohlednění výkyvů nezaměstnanosti ve sledovaném období takto markantní pokles nezaměstnanosti v reakci na změnu o 1 pracovní místo se jeví jako nesmyslný. Proměnná ale byla prokázána jako statisticky významná na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ (***) , tudíž je na místě tento závěr považovat za poměrně validní. Dále při vyhodnocování výsledku modelu vyvstala otázka, zda byla proměnná volných pracovních míst vhodně zvolena, když jejich počet může kolísat v důsledku vytváření nových pracovních míst, ale také v odpovědi na uvolňování těch stávajících, což jsou protichůdné efekty na nezaměstnanost. V tomto kontextu mohou být výsledky této modelované proměnné

zpochybněny, přesto je ale možné je alespoň částečně považovat za relevantní, i s ohledem na vyhodnocenou statistickou významnost.

Poslední sledovanou proměnnou v daném modelu byl HDP, u kterého byl potvrzen předpokládaný směr působení na nezaměstnanost, a to že růst HDP povede k poklesu nezaměstnanosti, přičemž tento výsledek je v souladu se základními ekonomickými teoriemi. Důležitým faktorem v tomto ohledu je ale fakt, že při stanovení předpokladu byl zohledněn i výsledek prvního modelu sledujícího dopad proměnných na HDP na 1 obyvatele. Míra intenzity působení se jeví poměrně zanedbatelnou, když při nárůstu HDP o 1 mld. bylo pozorováno snížení nezaměstnanosti o 0,0014 %. Při zohlednění vývoje dat v celém sledovaném období však lze pozorovanou změnu v nezaměstnanosti považovat za odpovídající skutečnosti.

5.2 Prognózy

V následující části práce bylo přistoupeno k vytvoření prognózy vývoje tří sledovaných makroekonomických agregátů, tedy HDP, inflace a nezaměstnanosti. Odhadovaným obdobím bylo určeno šestileté rozmezí od roku 2021 do roku 2026. Typem zvolených prognóz byly předpovědi ex ante, přičemž za účelem vyšší vypovídající hodnoty byly vytvořeny bodové i intervalové prognózy. Bodové prognózy byly následně porovnány s pravidelně zveřejňovaným odhadem vývoje makroekonomiky na stránkách ČNB (ČNB, 2021).

5.2.1 Prognóza HDP

V případě budoucího vývoje HDP byl odhad ČNB výrazně vyšší oproti vytvořené bodové prognóze. Rozdílnost se zvětšovala s prodlužováním výhledu do budoucna, přičemž výhled ČNB byl vždy vyšší a vzájemný odstup dvou hodnot se postupně stále zvětšoval. Pro rok 2021 byla předpověď ČNB vyšší o 0,87 %, pro rok 2022 byl rozdíl již 2,47 % a stoupající trend míry diferenciací odhadů byl potvrzen i nadále, když pro rok 2023 byl odhad HDP zveřejněný ČNB již o 2,77 % vyšší (ČNB, 2021). Zvětšování rozdílu mezi prognózami odpovídá skutečnosti, že čím delší výhled do budoucna je odhadován, tím větší míra nejistoty ohledně predikované hodnoty panuje. Dalším z možných důvodů výskytu tohoto jevu může být skutečnost, že HDP je velice agregovaným ukazatelem, do něhož se mohou promítat různé události, tudíž je obtížné spolehlivě predikovat všechny tyto faktory, jež jsou v HDP reflektovány. V této souvislosti je důležité zmínit, že do odhadu ČNB navíc

mohou být již promítnuty plánované budoucí kroky dohledového orgánu, které prozatím nejsou veřejně dostupné.

5.2.2 Prognóza inflace

Bodová prognóza vývoje inflace se od odhadu ČNB lišila už skutečně významně. Tento výsledek ale bylo možné očekávat, jelikož v průběhu roku 2021 došlo k enormními nárůstu inflace oproti předchozím obdobím nesrovnatelnému, který do naší prognózy nebyl logicky promítnut. Odhad ČNB samozřejmě tento aspekt zohledňoval, tudíž byl rozdíl v řádu několika %. Pro rok 2021 byl odhad ČNB o 0,69 % nižší než vytvořená bodová prognóza, v roce 2022 byla predikce ČNB ale naopak významně vyšší, a to o 3,88 %. Následně byl odhad ČNB opět nižší než modelovaná predikce, a to konkrétně o 0,72 % (ČNB, 2021). Zajímavým jevem bylo, že odhad ČNB pro rok 2023 byl skokově nižší oproti předchozímu období, když došlo ke změně z cca 6 % na necelá 2 %. Tento jev může mít více vysvětlení, je však pravděpodobné, že ČNB do odhadu promítla své plánované kroky, které zatím veřejnosti známy nejsou. Podle velkého meziročního rozdílu mezi lety 2022 a 2023 v prognóze ČNB tak pravděpodobně dojde z její strany k zásadním zásahům ovlivňujícím vývoj inflace. Na základě učiněných kroků ze strany ČNB v posledním roce lze z nástrojů, jež má k dispozici, očekávat zejména významné zvýšení diskontní sazby.

5.2.3 Prognóza nezaměstnanosti

Poslední prognóza byla zaměřena na budoucí vývoj nezaměstnanosti v následujících šesti letech a jako jedinou ji lze považovat za přiměřeně odpovídající odhadu ČNB. Ačkoliv hodnoty zveřejněné ČNB jsou mírně vyšší než dle vytvořené prognózy, v obou případech je přítomen klesající trend hodnot obecné míry nezaměstnanosti. Nezaměstnanost je v ČR dlouhodobě na nízké úrovni, což je neobvyklé i ve srovnání s ostatními státy EU. Pro rok 2021 byla prognóza ČNB o 0,76 % vyšší než vytvořená predikce, pro rok 2022 o 0,71 % vyšší a pro rok 2023 byl odhad ČNB o 0,87 % vyšší (ČNB, Aktuálně.cz, 2021).

Závěr

Primárním cílem předkládané diplomové práce bylo ověřit a podrobněji analyzovat dopady zavedení institutu superhrubé mzdy do českého právního řádu na národní hospodářství ČR, a to pomocí ekonometrického modelování působení různých proměnných na vybrané makroekonomické ukazatele. Dílčími cíli stanovenými pro teoretickou část práce byly vymezení důležitých pojmů, zejména vysvětlení samotného termínu „*superhrubá mzda*“, identifikace pohnutek pro zavedení superhrubé mzdy a dále položení teoretických základů, z nichž vychází jednotlivé makroekonomické ukazatele vybrané pro ekonometrické modelování, jimiž byly zejména HDP na 1 obyvatele, obecná míra inflace a obecná míra nezaměstnanosti. Dílčími cíli stanovenými pro praktickou část předkládané diplomové práce byly specifikace a kvantifikace ekonometrických modelů, jejich následné aplikační užití a dále pak vytvoření prognóz budoucího vývoje některých makroekonomických agregátů navazující na ekonometrické modelování.

Za účelem naplnění definovaných cílů bylo nezbytné nejprve detailně a velice podrobně zpracovat metodické postupy, jež měly být při ekonometrickém modelování následovány. V rámci metodiky ekonometrické analýzy tak byly rozebrány postupy při konstrukci ekonomických i ekonometrických modelů i jednotlivé typy dat, jež jsou podkladem analýzy. Následně bylo velice dopodrobna zpracováno téma kvantifikace ekonometrických modelů, včetně běžné i dvoustupňové metody nejmenších čtverců, a navazující oblast verifikačních postupů, a to v oblasti ekonomické, statistické i ekonometrické verifikace. Zejména v části verifikační byly z obecného pohledu popsány veškeré testy, jejichž užití bylo možné v následujících fázích zpracování práce očekávat.

Záměrem následující části práce bylo poskytnout relevantní teoretická východiska v dostatečném rozsahu k provedení analýzy souladné se stanovenými cíli diplomové práce. Při zpracování teoretických východisek byl aplikován dedukční princip, dle kterého byly zpracovány nejprve obecné náležitosti jednotlivých aspektů, načež byly rozebírány konkrétnější otázky. V rámci teoretické části tak byly zpočátku položeny na jisto základní informace související se zdaněním příjmů fyzických osob, zejména se zdaněním příjmů ze závislé práce, včetně historického vývoje dané části daňového systému ČR. Následně byla pozornost zaměřena již na samotný institut superhrubé mzdy, jeho základní náležitosti, proklamované důvody zavedení i zrušení. Také makroekonomické ukazatele byly rozebrány z obecného pohledu, přičemž následně bylo přistoupeno k vyhodnocení souvztažnosti těchto

veličin právě s institutem superhrubé mzdy. Zejména závěr teoretické části práce tak byl již dostatečně konkrétní a podklady a závěry zde zmiňované byly nezbytné při srovnání s výsledky navazující ekonometrické analýzy.

V praktické kapitole Vlastní práce byly vytvořeny tři modely, při jejichž zpracování bylo postupováno v souladu s metodikou popsanou dříve. Zaměřením prvního vytvořeného modelu bylo analyzovat dopad superhrubé mzdy na HDP. Vysvětlovanou proměnnou byla zvolena proměnná HDP na 1 obyvatele a vysvětlujícími pak proměnné Daňové zatížení zaměstnanců, Saldo Ex-Im, Obecná míra nezaměstnanosti a Obecná míra inflace. Veškerá zjištění vyplývající z vytvořených modelů byla již detailně rozebrána výše, tudíž zde bude shrnut zejména dopad superhrubé mzdy, jež byla reprezentována proměnnou Daňové zatížení zaměstnanců, a to jelikož právě zkoumání dopadů superhrubé mzdy bylo hlavní podstatou předkládané diplomové práce.

V případě dopadu superhrubé mzdy na HDP na 1 obyvatele nebyl potvrzen stanovený předpoklad, a to že zavedení superhrubé mzdy povede ke snížení HDP. Z vytvořeného ekonometrického modelu vyplynulo, že zavedení superhrubé mzdy (zvýšení daňového zatížení zaměstnanců) naopak přispěje ke zvýšení HDP na 1 obyvatele. Míra intenzity působení ale byla velice nízká (změna HDP pouze o 0,0651420 Kč/obyv.), tudíž byl konstatován spíše nepatrný dopad změny daňového zatížení zaměstnanců na sledované HDP. Pravděpodobným důvodem nepotvrzení předpokladu byla shledána zejména vysoká míra agregovanosti ukazatele HDP na 1 obyvatele, v důsledku které se zavedení superhrubé mzdy příliš neprojeví. Zároveň bylo zajímavým zjištěním, že politické deklarace a argumenty pro nebo proti zavedení superhrubé mzdy zmiňující dopad na HDP nemají příliš reálnou oporu a neměly by být považovány za příliš relevantní.

Na základě výsledků modelu sledujícího dopad superhrubé mzdy na inflaci také nebyl stanovený předpoklad ověřen, naopak byl potvrzeno, že zavedení superhrubé mzdy (zvýšení daňového zatížení zaměstnanců) způsobí růst inflace. V daném případě však vyšla míra intenzity působení ještě mnohem nižší než výše u HDP (změna inflace o 0,00000900515 %), tudíž zde byl vyhodnocen skutečně nevýznamný dopad vysvětlující proměnné symbolizující superhrubou mzdu. Proměnná superhrubé mzdy se zde navíc projevila jako statisticky nevýznamná. Jako možný důvod zjištěných výsledků mohl být nesprávný předpoklad, že zvýšení daňového zatížení způsobí pokles spotřeby domácností. Tato skutečnost je rozporovatelná zejména s ohledem na fakt, že do samotné spotřeby domácností vstupuje řada dílčích faktorů. To ve výsledku může znamenat, že navzdory růstu disponibilního důchodu

spotřeba domácností nutně růst nemusí, tudíž předpokládaná příčinná souvislost mezi proměnnými nemusí být funkční.

Třetí sestavený model sledoval dopad superhrubé mzdy na nezaměstnanost. Zde byl stanoven předpoklad, že zavedením superhrubé mzdy (zvýšením daňového zatížení zaměstnanců) sledovaná obecná míra nezaměstnanosti vzroste, který byl na základě modelovaných výsledků potvrzen. Zvýšení daňového zatížení zaměstnanců o 1 mil. Kč by mělo způsobit zvýšení nezaměstnanosti o 3,04 %. Tato změna byla vyhodnocena jako reálná. Ačkoliv zdánlivě se může zdát zvýšení nezaměstnanosti vzhledem k obvykle vykazované meziroční fluktuaci nepřiměřeně vysoké, při zohlednění změny mezi lety 2008 (došlo k zavedení superhrubé mzdy) a 2009, kdy došlo k nárůstu nezaměstnanosti o 2,3 %, se modelované působení prokázalo jako odpovídající skutečnosti. Navíc proměnná demonstrující superhrubou mzdu byla vyhodnocena jako statisticky významná na nejpřísnější hladině významnosti.

Na závěr předkládané diplomové práce byly vytvořeny bodové a intervalové prognózy makroekonomických veličin HDP, inflace a nezaměstnanosti pro 6 následujících období, tedy roky 2021 až 2026. Vytvořené prognózy byly porovnány s pravidelně zveřejňovanými predikcemi ČNB, jež byly aktuálně dostupné, tedy předpovědi vývoje pro období 2021 až 2023.

V případě makroekonomického agregátu HDP byly prognózy vždy vyšší než předpovědi vytvořené, přičemž rozdíl se postupně stále více zvětšoval. Pro rok 2021 byla předpověď ČNB vyšší o 0,87 %, pro rok 2022 byl rozdíl již 2,47 % a pro rok 2023 byl odhad HDP zveřejněný ČNB již o 2,77 % vyšší.

U inflace nebyl vývoj tak jednoznačný, když pro roky 2021 a 2023 byla předpověď ČNB nižší o necelé 1 procento, ale pro rok 2022 naopak významně vyšší, a to dokonce o 3,88 %. Zajímavým jevem v předpovědích inflace zveřejněných ČNB bylo, že mezi léty 2022 a 2023 došlo k významnému poklesu asi o 6 %, což lze připisovat tomu, že ČNB plánuje využít některý z nástrojů měnové politiky jí svěřených. S největší pravděpodobností se bude jednat především o zvýšení diskontní sazby, ke kterému ČNB v roce 2021 již několikrát přistoupila.

Poslední predikovanou veličinou byla nezaměstnanost, u níž se odhad ČNB také lišil, ale pouze mírně, když rok 2021 byla prognóza ČNB o 0,76 % vyšší než vytvořená predikce, pro rok 2022 o 0,71 % vyšší a pro rok 2023 byl odhad ČNB o 0,87 % vyšší.

Závěrem lze konstatovat, že veškeré cíle stanovené v úvodu předkládané diplomové práce byly naplněny. Na základě ekonometrického modelování bylo zjištěno, že navzdory původním předpokladům nejrelevantnější dopad měla superhrubá mzda na makroekonomický ukazatel nezaměstnanosti. V případech agregátů HDP a inflace nebyl podstatný dopad superhrubé mzdy sestavenými modely potvrzen.

6 Seznam použitých zdrojů

Literatura

1. CIPRA, Tomáš, 2013. *Finanční ekonometrie*. 2. Upr. vyd. Praha: Ekopress. ISBN 978-80-86929-93-4.
2. FIALA, Petr. *Úvod do ekonometrie*. 1. vydání. Praha: Česká technika - nakladatelství ČVUT, 2008. ISBN 978-80-01-04004-1.
3. FÍGLOVÁ, Zuzana. *Ekonometrická analýza panelových dat s aplikací na vybavenost domácností*. Acta Oeconomica Pragensia, 2007, roč. 15, č. 1.
4. HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování*. 1. vydání. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.
5. HOLČÍK, Jiří, KOMENDA, Martin (eds.) a kol. *Matematická biologie: e-learningová učebnice*. 1. vydání. Brno: Masarykova univerzita, 2015. ISBN 978-80-210-8095-9.
6. HUŠEK, Roman a WALTER, Jaromír. *Ekonometrie*. 1. vydání. Praha: Nakladatelství technické literatury, 1976.
7. HUŠEK, Roman. *Ekonometrické metody*. 1. vydání. Praha: Nakladatelství technické literatury, 1973.
8. HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.
9. CHOW, G. C. *Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions*. Econometrica, 1960, 28.3: 591. Print.
10. KARFÍKOVÁ, M. a kol. *Teorie finančního práva a finanční vědy*. Praha: Wolters Kluwer ČR, 2018, 356 s., ISBN 978-80-7552-935-0.
11. KOVÁČIK, Michal. *Metody testování stability parametrů ekonometrických modelů v klasickém a bayesovském pojetí*. Diplomová práce. Přírodovědecká fakulta, Masarykova univerzita, Ústav matematiky a statistiky, 2014.
12. KUBÁTOVÁ, Květa. *Daňová teorie a politika*. Praha: Wolters Kluwer ČR, 2018. ISBN 978-80-7598-165-3.
13. LÁCHOVÁ, L. *Daňové systémy v globálním světě*. Praha: ASPI, 2007. ISBN 978-80-7357-320-1.
14. LEJNAROVÁ, Šárka, RÁČKOVÁ, Adéla a ZOUHAR, Jan. *Základy ekonometrie v příkladech*. 1. vydání. Praha: Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1564-9.
15. MIKUŠOVÁ, Hana. *Analýza dopadů zrušení superhrubé mzdy*. Diplomová práce. Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví, Katedra veřejných financí, Obor: Zdanění a daňová politika. 2021.
16. NĚMEC, Daniel. *Základy ekonometrie*. Brno: Masarykova univerzita, Ekonomicko-správní fakulta. 2009.
17. NERUDOVÁ, Danuše. *Daňová politika v Evropské unii*. Praha: Wolters Kluwer, 2017. ISBN 978-80-7552-682-3.
18. PAVELKA, Tomáš. *Makroekonomie. Základní kurz - skriptá*. Vysoká škola ekonomie a managementu, 2006.
19. PELECH, Petr. *Zdanění mezd, platů a ostatních příjmů ze závislé činnosti v roce 2020*. Praha: Anag, 2020. ISBN 978-80-7554-255-7.
20. PHILLIPS, A. W. *The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957*. Economica. 25, (1958) (100), 283-299.

21. POLANOVÁ, Silvia. *Analýza dopadů zrušení superhrubé mzdy*. Diplomová práce. Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta managementu, Katedra managementu. 2021.
22. RADVAN, Michal. *Superhrubá mzda. Důchodové daně*. Brno: Masarykova univerzita, 2016. s. 87-101. Scientia 567. ISBN 978-80-210-8395-0.
23. SKLENÁK, Vilém. *Data, informace, znalosti a Internet*. Praha: C. H. Beck, 2001. C. H. Beck pro praxi. ISBN 8071794090.
24. URBAN, Jan. *Teorie národního hospodářství*. Wolters Kluwer ČR, 2011. 559 s. ISBN 978-80-7357-579-3.
25. VANČUROVÁ, Alena. *Zdanění osobních příjmů*. 2. vydání. Praha: Wolters Kluwer, 2017. ISBN 978-80-7552-926-8.
26. WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 6th edition. Mason: Michigan State University, 2016. 9781305270107.

Internetové zdroje

27. AKTUÁLNĚ.CZ. *Česko v žebříčku bohatství dohnalo Itálii. Podívejte se na srovnání všech zemí EU*. Aktuálně.cz - Zprávy. [online] Copyright © [cit. 26. 01. 2022]. Dostupné na adrese: <https://zpravy.aktualne.cz/ekonomika/zivotni-uroven-v-cr-se-loni-zvysila-na-94-procent-prumeru-eu/r~1b13638650fe11eca1070cc47ab5f122/>.
28. ČNB. Česká národní banka. *Aktuální prognóza ČNB*. Česká národní banka. [online] Copyright © ČNB 2022 [cit. 26. 01. 2022]. Dostupné na adrese: <https://www.cnb.cz/cs/menova-politika/prognoza/>.
29. ČSÚ. Český statistický úřad. [online] Copyright © 2001 [cit. 02. 12. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.czso.cz/csu/czso/domov>.
30. ČSÚ. Český statistický úřad. *Statistická ročenka České republiky – 2021*. Český statistický úřad. [online] Copyright © 2001 [cit. 02. 12. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.czso.cz/csu/czso/statisticka-rocenka-ceske-republiky-lxnk9quszp>.
31. ČSÚ. Český statistický úřad. *Hrubý domácí produkt (HDP) - Metodika*. Český statistický úřad. [online] Copyright © 2001 [cit. 02. 12. 2021]. Dostupné na adrese: https://www.czso.cz/csu/czso/hruby_domaci_produk_t_-hdp-.
32. ČTK. Česká tisková kancelář. *Ceny průmyslových výrobců v červnu stouply o 6,1 %*. Česká tisková kancelář. ČeskéNoviny.cz. České noviny. [online] Copyright © 2022 ČTK [cit. 03. 03. 2022]. Dostupné na adrese: <https://www.ceskenoviny.cz/zpravy/ceny-prumyslovych-vyrobcu-v-cervnu-stouply-o-6-1-/2065998>.
33. E15.CZ. Byznys, politika, ekonomika, finance, události. E15.cz. [online]. Copyright © 2001 [cit. 09. 11. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.e15.cz/>.
34. EUROPA.EU. *Jednotný digitální trh v Evropě - Consilium*. Home – Consilium. [online] [cit. 20. 08. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.consilium.europa.eu/cs/policies/digital-single-market/>.
35. FINANCE.CZ. *Jaké jsou změny ve slevách na dani? Kdy budou zvýšeny daňové slevy?* 23. 08. 2021. [online] [cit. 24. 09. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.finance.cz/528762-zvyseni-danovych-slev/>
36. FINANČNÍ SPRÁVA. *Daňový systém ČR. Popis systému*. Finanční správa. [online] Copyright © Generální finanční ředitelství 2021 [cit. 05. 11. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.financnisprava.cz/cs/dane/danovy-system-cr/popis-systemu>.

37. FINANČNÍ SPRÁVA. *Analýzy a statistiky. Údaje z výběru daní*. Finanční správa. [online] Copyright © Generální finanční ředitelství 2021 [cit. 05. 11. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.financnisprava.cz/cs/dane/analyzy-a-statistiky/udaje-z-vyberu-dani>.
38. iDNES. iDNES.cz. [online] Copyright © [cit. 02. 12. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.idnes.cz/>.
39. iROZHLAS. iROZHLAS - spolehlivé a rychlé zprávy. [online] Copyright © 1997 [cit. 09. 11. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.irozhlas.cz/>.
40. iROZHLAS. *Sněmovna schválila daňový balíček. Potvrdila zrušení superhrubé mzdy*. 22. 12. 2020. [online] Copyright © 1997 [cit. 02. 12. 2021]. Dostupné na adrese: https://www.irozhlas.cz/ekonomika/superhruba-mzda-danovy-balicek-2020-2021-shvaleni-snemovna-senat_2012221318_ako.
41. iROZHLAS. *Superhrubou mzdu zavedla ODS, teď ji chce zrušit. ‚Byla to chyba,‘ vysvětluje Skopecek*. 10. srpna 2018. [online] Copyright © 1997 [cit. 02. 12. 2021]. Dostupné na adrese: https://www.irozhlas.cz/ekonomika/superhruba-mzda-jan-skopecek-ods_1808102130_ako.
42. JONÁK, Zdeněk. Data. KTD: *Česká terminologická databáze knihovnictví a informační vědy (TDKIV)*. Praha: Národní knihovna ČR, 2003. [online] [cit. 30. 05. 2018]. Dostupné na adrese: http://aleph.nkp.cz/F/?func=direct&doc_number=000000442&local_base=KTD.
43. KRIVÝ, Ivan. *Analýza časových řad*. Vydání: první, 2012. 122 s. Ostravská univerzita v Ostravě. [online] [cit. 30. 11. 2021] <https://web.osu.cz/~Bujok/files/ancas.pdf>.
44. KURZY.CZ. *Superhrubá mzda a její zrušení v roce 2021*. [online] [cit. 14. 12. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.kurzy.cz/mzda/superhruba-mzda/>.
45. KURZY.CZ. *Češi neutráci tolik, jak se čekalo, přestože mají více peněz díky zrušení superhrubé mzdy*. [online] [cit. 06. 05. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.kurzy.cz/zpravy/591772-cesi-neutraci-tolik-jak-se-cekalo-prestoze-maji-vice-penez-diky-zruseni-superhrube-mzdy/>.
46. KURZY.CZ. *Letošnímu výkonu české ekonomiky svědčí vakcinace, zrušení superhrubé mzdy, ale i statistický efekt loňské nízké základny*. Lukáš Kovanda. [online] [cit. 01. 06. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.kurzy.cz/zpravy/595653-letosnimu-vykonu-ceske-ekonomiky-svedci-vakcinace-zruseni-superhrube-mzdy-ale-i-statisticky-efekt/>.
47. KURZY.CZ. *Babiš plánuje razantní snížení daně všem zaměstnancům. Ročně by si zaměstnanec průměrně polepsil o 20 700 korun - zrušení superhrubé mzdy*. Lukáš Kovanda. [online] [cit. 01. 06. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.kurzy.cz/zpravy/552981-babis-planuje-razantni-snizeni-dane-vsem-zamestnancum-rocne-by-si-zamestnanec-prumerne-polepsil-o/>.
48. MINISTERSTVO FINANCÍ ČR. *Daňové reformy v České republice*. Ministerstvo financí ČR [online]. Copyright © 2005 [cit. 19. 11. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.mfcr.cz/cs/aktualne/v-mediich/2007/2007-04-23-vmediich-4891-4891>.
49. PÍCHOVÁ, Romana. *Analýza vývoje daně z příjmů fyzických osob v ČR*. Mladá věda. [online] Prešov, 2017, 5(1), 76-87 [cit. 2020-11-01]. ISSN 1339-3189. Dostupné na adrese: <https://search-proquest-com.zdroje.vse.cz/docview/1892699777/fulltext-PDF/A4709C3193B4148PQ/1?accountid=17203>.
50. PODNIKATEL.CZ. *Jaké změny přinese superhrubá mzda?* 3. 10. 2007. [online] [cit. 01. 06. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.podnikatel.cz/clanky/jake-zmeny-prinese-superhruba-mzda/>.

51. RESPEKT. *Lidé ušetřili bilion a teď si chtějí užít, proto ceny tak rychle rostou.* Respekt. [online] Copyright © [cit. 28. 08. 2021]. Dostupné na adrese: <https://www.respekt.cz/rozhovor/lide-usetrili-bilion-a-ted-si-chteji-uzit-proto-ceny-tak-rychle-rostou>.
52. SKÁLOVÁ, Jana. *Malé zamyšlení ke konci roku nad superhrubou mzdou a dalšími daňovými otázkami.* Český finanční a účetní časopis (11), 2011. [online] [cit. 22. 11. 2020]. Dostupné na adrese: <https://cfuc.vse.cz/pdfs/cfu/2011/04/01.pdf>.
53. WIKIMEDIA. *Short-Run Phillips Curve before and after Expansionary Policy, with Long-Run Phillips Curve (NAIRU).* [online] [cit. 22. 12. 2020]. Dostupné na adrese: <https://commons.wikimedia.org/wiki/File:NAIRU-SR-and-LR.svg>.
54. WOLFRAM MATHWORLD. *Least Squares Fitting - from Wolfram MathWorld.* Wolfram MathWorld: The Web's Most Extensive Mathematics Resource. [online] Copyright © 1999 [cit. 27. 03. 2022]. Dostupné na adrese: <https://mathworld.wolfram.com/LeastSquaresFitting.html>.

7 Další seznamy

7.1 Seznam obrázků

Obrázek 1 - BMNČ graficky.....	16
Obrázek 2 - Úprava modelu ARMA na model ARIMA nebo SARIMA.....	33
Obrázek 3 - Přehled vývoje inkasa daně z příjmů fyzických osob ze závislé činnosti v letech 1993 – 2020	52
Obrázek 4 - Přehled vývoje inkasa daně z příjmů fyzických osob podávajících příznání v letech 1993 – 2020	52
Obrázek 5 - Magický čtyřúhelník	53
Obrázek 6 - Phillipsova křivka.....	57
Obrázek 7 - Informace o změně terminologie ČSÚ.....	58
Obrázek 8 - Grafické znázornění vývoje HDP	81
Obrázek 9 - Grafické znázornění vývoje inflace	83
Obrázek 10 - Grafické znázornění vývoje nezaměstnanosti	85

7.2 Seznam tabulek

Tabulka 1 - Vývoj sazby daně z příjmu FO	39
Tabulka 2 - Deklarace proměnných	61
Tabulka 3 - Deklarace proměnných - HDP	63
Tabulka 4 - Ekonomická verifikace - HDP	66
Tabulka 5 - Deklarace proměnných - inflace.....	69
Tabulka 6 - Ekonomická verifikace - inflace.....	72
Tabulka 7 - Deklarace proměnných - nezaměstnanost	75
Tabulka 8 - Ekonomická verifikace - nezaměstnanost	78
Tabulka 9 - Bodová prognóza HDP	82
Tabulka 10 - Intervalová prognóza HDP	82
Tabulka 11 - Bodová prognóza inflace	84
Tabulka 12 - Intervalová prognóza inflace	84
Tabulka 13 - Bodová prognóza nezaměstnanosti	86
Tabulka 14 - Intervalová prognóza nezaměstnanosti	86

7.3 Seznam použitých zkratk

AIC	Akaikeho informační kritérium
BIC	Bayesovo informační kritérium
BMNČ (OLS)	běžná metoda nejmenších čtverců (Ordinary Least Squares)
ČSÚ	Český statistický úřad
DMNČ (TSLS)	dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (Two-Stage Least Squares)
FO	fyzická osoba
HDP	hrubý domácí produkt
HQC	Hannan-Quinnovo kritérium
ILO	Mezinárodní organizace práce (International Labour Organization)

LRM	lineární regresní model
OZ	Zákon č. 89/2012 Sb., občanský zákoník, ve znění pozdějších předpisů
PO	právnícká osoba
povinné pojistné	pojistné na sociální zabezpečení a příspěvek na státní politiku zaměstnanosti a pojistné na veřejné zdravotní pojištění, které je z příjmů zaměstnanců podle zvláštních právních předpisů povinen platit zaměstnavatel
SIC	Schwarzovo informační kritérium
TMNČ	třístupňová metoda nejmenších čtverců
ZDP	Zákon č. 586/1992 Sb., o daních z příjmu, ve znění pozdějších předpisů

8 Přílohy

8.1 Příloha 1 - Vyřazené modely

- **HDP 1**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)

Závisle proměnná: HDP_obyv

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	3565,17	771,828	4,619	0,0002	***
PAAjmy_zAv_A	-0,0149329	0,0140713	-1,061	0,3026	
HrubA_disp_dAch	6,48112	1,81569	3,569	0,0022	***
VAdaje_koneA_sp otA	1,72687	2,18003	0,7921	0,4386	
HDP_obyv_2	-0,392175	0,201176	-1,949	0,0670	*
Střední hodnota závisle proměnné		20204,83	Sm. odchylka závisle proměnné	5134,204	
Součet čtverců reziduí		4654465	Sm. chyba regrese	508,5090	
Koeficient determinace		0,991974	Adjustovaný koeficient determinace	0,990190	
F(4, 18)		556,1755	P-hodnota(F)	1,37e-18	
Logaritmus věrohodnosti		-173,1408	Akaikovo kritérium	356,2816	
Schwarzovo kritérium		361,9590	Hannan-Quinnovo kritérium	357,7094	
rho (koeficient autokorelace)		0,579038	Durbin-Watsonova statistika	0,735686	

- **HDP 2**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)

Závisle proměnná: HDP_obyv

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	3334,58	2673,37	1,247	0,2283	
PAAjmy_zAv_A	0,0292237	0,0175371	1,666	0,1129	
Saldo	-0,347859	2,26109	-0,1538	0,8794	
Nezam	-162,874	243,198	-0,6697	0,5115	
HDP_obyv_2	0,761030	0,126807	6,001	<0,0001	***
Střední hodnota závisle proměnné		20204,83	Sm. odchylka závisle proměnné	5134,204	
Součet čtverců reziduí		13885502	Sm. chyba regrese	878,3033	
Koeficient determinace		0,976056	Adjustovaný koeficient determinace	0,970735	
F(4, 18)		183,4403	P-hodnota(F)	2,53e-14	

Logaritmus věrohodnosti	-185,7105	Akaikovo kritérium	381,4210
Schwarzovo kritérium	387,0985	Hannan-Quinnovo kritérium	382,8489
rho (koeficient autokorelace)	0,349437	Durbin-Watsonova statistika	1,193154

- **HDP 3**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)

Závisle proměnná: HDP_obyv

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	12300,1	5137,73	2,394	0,0285	**
PAAjmy_zAv_A	0,0790310	0,0205664	3,843	0,0013	***
Saldo	7,97494	2,93670	2,716	0,0147	**
Nezam	-240,382	401,750	-0,5983	0,5575	
Inflace	-394,156	177,368	-2,222	0,0401	**
Inflace_2	-97,0755	135,196	-0,7180	0,4825	
Střední hodnota závisle proměnné	20204,83	Sm. odchylka závisle proměnné		5134,204	
Součet čtverců reziduí	29685548	Sm. chyba regrese		1321,442	
Koeficient determinace	0,948811	Adjustovaný koeficient determinace		0,933755	
F(5, 17)	63,02059	P-hodnota(F)		2,27e-10	
Logaritmus věrohodnosti	-194,4484	Akaikovo kritérium		400,8967	
Schwarzovo kritérium	407,7097	Hannan-Quinnovo kritérium		402,6102	
rho (koeficient autokorelace)	0,298211	Durbin-Watsonova statistika		1,346347	

- **Inflace 1**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)

Závisle proměnná: Inflace

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>
const	3,02904	2,40301	1,261	0,2245
PAAjmy_zAv_A	-1,59243e-05	1,82347e-05	-0,8733	0,3947
Saldo	0,00525085	0,00468296	1,121	0,2778
CenyvAvozu	0,166143	0,256970	0,6465	0,5266
Cenydovozu	-0,123648	0,202088	-0,6119	0,5487
Inflace_2	0,271409	0,216084	1,256	0,2261

Střední hodnota závisle proměnné	2,643478	Sm. odchylka závisle proměnné	2,160140
Součet čtverců reziduí	69,54541	Sm. chyba regrese	2,022599
Koeficient determinace	0,322543	Adjustovaný koeficient determinace	0,123291
F(5, 17)	1,618767	P-hodnota(F)	0,208534
Logaritmus věrohodnosti	-45,36017	Akaikovo kritérium	102,7203
Schwarzovo kritérium	109,5333	Hannan-Quinnovo kritérium	104,4338
rho (koeficient autokorelace)	0,076322	Durbin-Watsonova statistika	1,737006

• **Inflace 2**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)
Závisle proměnná: Inflace

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	4,61747	1,94573	2,373	0,0283	**
PAAjmy_zAv_A	-2,96977e-05	1,39328e-05	-2,131	0,0463	**
Saldo	0,00972169	0,00467759	2,078	0,0515	*
BAplatebnAbilance	-7,31627e-06	9,12616e-06	-0,8017	0,4327	

Střední hodnota závisle proměnné	2,643478	Sm. odchylka závisle proměnné	2,160140
Součet čtverců reziduí	75,80947	Sm. chyba regrese	1,997491
Koeficient determinace	0,261523	Adjustovaný koeficient determinace	0,144921
F(3, 19)	2,242877	P-hodnota(F)	0,116341
Logaritmus věrohodnosti	-46,35197	Akaikovo kritérium	100,7039
Schwarzovo kritérium	105,2459	Hannan-Quinnovo kritérium	101,8462
rho (koeficient autokorelace)	0,205801	Durbin-Watsonova statistika	1,424526

• **Inflace 3**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)
Závisle proměnná: Inflace

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>
const	2,57444	2,46235	1,046	0,3096
PAAjmy_zAv_A	-1,84993e-05	1,61115e-05	-1,148	0,2659

	05				
Saldo	0,00903798	0,00461997	1,956	0,0661	*
BAplatebnAbilanc	-6,79362e-	8,96523e-06	-0,7578	0,4584	
e	06				
Inflace_2	0,251680	0,191512	1,314	0,2053	
Střední hodnota závisle proměnné	2,643478	Sm. odchylka závisle proměnné		2,160140	
Součet čtverců reziduí	69,17254	Sm. chyba regrese		1,960336	
Koeficient determinace	0,326175	Adjustovaný koeficient determinace		0,176436	
F(4, 18)	2,178291	P-hodnota(F)		0,112702	
Logaritmus věrohodnosti	-45,29835	Akaikovo kritérium		100,5967	
Schwarzovo kritérium	106,2742	Hannan-Quinnovo kritérium		102,0246	
rho (koeficient autokorelace)	0,067041	Durbin-Watsonova statistika		1,746465	

- **Inflace 4**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)
Závisle proměnná: Inflace

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	3,96096	1,43219	2,766	0,0123	**
Prijmy_zav_c	9,64008e-06	1,75637e-05	0,5489	0,5895	
Saldo_ozpoctu	1,47367e-06	5,32218e-06	0,2769	0,7849	
Statni_dluh	-2,21233e-	1,27576e-06	-1,734	0,0991	*
	06				
Střední hodnota závisle proměnné	2,643478	Sm. odchylka závisle proměnné		2,160140	
Součet čtverců reziduí	80,69151	Sm. chyba regrese		2,060806	
Koeficient determinace	0,213966	Adjustovaný koeficient determinace		0,089855	
F(3, 19)	1,723995	P-hodnota(F)		0,195977	
Logaritmus věrohodnosti	-47,06969	Akaikovo kritérium		102,1394	
Schwarzovo kritérium	106,6813	Hannan-Quinnovo kritérium		103,2817	
rho (koeficient autokorelace)	0,023083	Durbin-Watsonova statistika		1,500162	

- **Inflace 5**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)
Závisle proměnná: Inflace

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	5,24551	1,40392	3,736	0,0014	***
Prijmy_zav_c	2,25590e-06	1,35527e-05	0,1665	0,8696	
Saldo_rozpoctu	-6,11664e-07	5,38437e-06	-0,1136	0,9107	
Statni_dluh_HDP	-0,111396	0,0567695	-1,962	0,0645	*
Střední hodnota závisle proměnné	2,643478	Sm. odchylka závisle proměnné		2,160140	
Součet čtverců reziduí	77,71378	Sm. chyba regrese		2,022424	
Koeficient determinace	0,242973	Adjustovaný koeficient determinace		0,123442	
F(3, 19)	2,032724	P-hodnota(F)		0,143394	
Logaritmus věrohodnosti	-46,63728	Akaikovo kritérium		101,2746	
Schwarzovo kritérium	105,8165	Hannan-Quinnovo kritérium		102,4169	
rho (koeficient autokorelace)	0,002162	Durbin-Watsonova statistika		1,570460	

- **Inflace 6**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)
Závisle proměnná: Inflace

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-1,38452	2,81084	-0,4926	0,6283	
PAAjmy_zAv_A	1,01273e-05	1,85446e-05	0,5461	0,5917	
Diskontni_sazba_CNB	0,790146	0,175549	4,501	0,0003	***
Saldo	-0,00048854	0,00382250	-0,1278	0,8997	
HDP_obyv_2	7,49385e-05	0,000225337	0,3326	0,7433	
Střední hodnota závisle proměnné	2,643478	Sm. odchylka závisle proměnné		2,160140	
Součet čtverců reziduí	29,52034	Sm. chyba regrese		1,280632	
Koeficient determinace	0,712436	Adjustovaný koeficient determinace		0,648533	
F(4, 18)	11,14868	P-hodnota(F)		0,000100	
Logaritmus věrohodnosti	-35,50582	Akaikovo kritérium		81,01164	
Schwarzovo kritérium	86,68911	Hannan-Quinnovo kritérium		82,43950	

rho (koeficient autokorelace)	0,032759	Durbin-Watsonova statistika	1,925205
-------------------------------	----------	-----------------------------	----------

- Inflace 7**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)
Závisle proměnná: Inflace

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-2,32418	1,39033	-1,672	0,1119	
PAAjmy_zAv_A	-1,23633e-05	1,71964e-05	-0,7189	0,4814	
Diskontni_sazba_CNB	0,678034	0,100517	6,745	<0,0001	***
Ceny_prAm_vArobcA	0,327215	0,0845451	3,870	0,0011	***
HDP_obyv	0,000231887	0,000146441	1,583	0,1307	
Střední hodnota závisle proměnné	2,643478	Sm. odchylka závisle proměnné		2,160140	
Součet čtverců reziduí	16,06583	Sm. chyba regrese		0,944747	
Koeficient determinace	0,843499	Adjustovaný koeficient determinace		0,808721	
F(4, 18)	24,25384	P-hodnota(F)		4,84e-07	
Logaritmus věrohodnosti	-28,50939	Akaikovo kritérium		67,01879	
Schwarzovo kritérium	72,69626	Hannan-Quinnovo kritérium		68,44665	
rho (koeficient autokorelace)	-0,057634	Durbin-Watsonova statistika		2,093226	

- Nezaměstnanost 1**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)
Závisle proměnná: Ob_mAranezam

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	13,9578	0,946946	14,74	<0,0001	***
Prijmy_zav_c	-3,15034e-05	1,33274e-05	-2,364	0,0289	**
HDP_obyv	-0,000160884	0,000109703	-1,467	0,1589	
Inflace	-0,291730	0,0813806	-3,585	0,0020	***
Střední hodnota závisle proměnné	6,073913	Sm. odchylka závisle proměnné		2,121795	

Součet čtverců reziduí	11,08732	Sm. chyba regrese	0,763900
Koeficient determinace	0,888057	Adjustovaný koeficient determinace	0,870382
F(3, 19)	50,24310	P-hodnota(F)	3,16e-09
Logaritmus věrohodnosti	-24,24412	Akaikovo kritérium	56,48825
Schwarzovo kritérium	61,03023	Hannan-Quinnovo kritérium	57,63054
rho (koeficient autokorelace)	0,502008	Durbin-Watsonova statistika	0,981060

• Nezaměstnanost 2

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)
Závisle proměnná: PodAlnezamAstnanAchosobp

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	16,1362	0,954198	16,91	<0,0001	***
Prijmy_zav_c	-1,45862e-05	1,34295e-05	-1,086	0,2910	
HDP_obyv	-0,000305114	0,000110544	-2,760	0,0125	**
Inflace	-0,415873	0,0820038	-5,071	<0,0001	***
Střední hodnota závisle proměnné	7,083913	Sm. odchylka závisle proměnné		2,156297	
Součet čtverců reziduí	11,25778	Sm. chyba regrese		0,769750	
Koeficient determinace	0,889944	Adjustovaný koeficient determinace		0,872567	
F(3, 19)	51,21321	P-hodnota(F)		2,69e-09	
Logaritmus věrohodnosti	-24,41959	Akaikovo kritérium		56,83918	
Schwarzovo kritérium	61,38115	Hannan-Quinnovo kritérium		57,98147	
rho (koeficient autokorelace)	0,407256	Durbin-Watsonova statistika		1,174291	

• Nezaměstnanost 3

Model 1: OLS, za použití pozorování 1999-2020 (T = 22)
Závisle proměnná: Ob_mAranezam

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	11,9835	0,784754	15,27	<0,0001	***
Prijmy_zav_c_1	4,59411e-06	1,41492e-05	0,3247	0,7492	
HDP_obyv	-0,000259484	8,67533e-05	-2,991	0,0078	***

Volna_prac_mIsta	-1,08364e-05	2,87408e-06	-3,770	0,0014	***
------------------	--------------	-------------	--------	--------	-----

Střední hodnota závisle proměnné	6,054545	Sm. odchylka závisle proměnné	2,169645
Součet čtverců reziduí	8,397583	Sm. chyba regrese	0,683032
Koeficient determinace	0,915051	Adjustovaný koeficient determinace	0,900893
F(3, 18)	64,63071	P-hodnota(F)	7,80e-10
Logaritmus věrohodnosti	-20,62256	Akaikovo kritérium	49,24513
Schwarzovo kritérium	53,60930	Hannan-Quinnovo kritérium	50,27320
rho (koeficient autokorelace)	0,412483	Durbin-Watsonova statistika	1,146400

- **Nezaměstnanost 4**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)
Závisle proměnná: Nezam

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	9,21900	0,794471	11,60	<0,0001	***
Prijmy_zav_cin	3,03685e-05	2,28271e-05	1,330	0,2000	
Souhrn_produk-tivita	0,136054	0,0752815	1,807	0,0875	*
Volna_prac_mista	-1,76693e-05	4,21438e-06	-4,193	0,0005	***
HDP	-0,00143865	0,000606541	-2,372	0,0291	**

Střední hodnota závisle proměnné	6,073913	Sm. odchylka závisle proměnné	2,121795
Součet čtverců reziduí	8,874296	Sm. chyba regrese	0,702151
Koeficient determinace	0,910401	Adjustovaný koeficient determinace	0,890490
F(4, 18)	45,72365	P-hodnota(F)	3,42e-09
Logaritmus věrohodnosti	-21,68373	Akaikovo kritérium	53,36746
Schwarzovo kritérium	59,04493	Hannan-Quinnovo kritérium	54,79533
rho (koeficient autokorelace)	0,263902	Durbin-Watsonova statistika	1,368931

- **Nezaměstnanost 5**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)
Závisle proměnná: Ob_mAranezam

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	9,29886	0,885126	10,51	<0,0001	***
Prijmy_zav_c	-2,01782e-05	9,12292e-06	-2,212	0,0394	**
Souhrn_produk-tivita	0,188681	0,0802182	2,352	0,0296	**
VolnA_prac_mIsta	-1,17395e-05	3,78329e-06	-3,103	0,0059	***

Střední hodnota závisle proměnné	6,073913	Sm. odchylka závisle proměnné	2,121795
Součet čtverců reziduí	11,64795	Sm. chyba regrese	0,782975
Koeficient determinace	0,882397	Adjustovaný koeficient determinace	0,863828
F(3, 19)	47,51999	P-hodnota(F)	5,04e-09
Logaritmus věrohodnosti	-24,81140	Akaikovo kritérium	57,62280
Schwarzovo kritérium	62,16478	Hannan-Quinnovo kritérium	58,76509
rho (koeficient autokorelace)	0,293866	Durbin-Watsonova statistika	1,291162