

**Česká zemědělská univerzita v Praze**

**Provozně ekonomická fakulta**

**Katedra Statistiky**



**Diplomová práce:**

**Vývoj a struktura daní v ČR**

**Bc. Tomáš Vaněk**

© 2021 ČZU v Praze

### **Čestné prohlášení**

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Vývoj a struktura daní v ČR" jsem vypracoval 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 autor uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

**V Praze dne 28. 11. 2021**

---

### **Poděkování**

Tímto bych rád poděkoval vedoucímu diplomové práce panu RNDr. Františkovi Mošnovi, Ph.D. za poskytnuté rady a cenné připomínky, které mi při zpracování této práce velmi pomohli, a dále bych rád poděkoval za psychickou oporu manželce Ing. Zuzaně Vaňkové.

# Vývoj a struktura daní v ČR

## Abstrakt

Diplomová práce se zabývá problematikou inkasa celostátních daňových příjmů (bez odvodů za sociální a zdravotní pojistné) a porovnání závislosti na vybraných makroekonomických ukazatelích (růstu HDP, obecné míře nezaměstnanosti a indexu nominální mzdy), která je aplikována na jednoduchém lineárně regresním modelu za pomoci ekonometrické analýzy, která je popsána v prvním oddílu analytické části. Odhadnutá podoba ekonometrického modelu bude postoupena ekonomické verifikaci, posouzen směr a intenzita působení vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou, statistické verifikaci, posouzena statistická významnost jednotlivých strukturálních parametrů pomocí t-testu a ekonometrická verifikace, a to testováním nepřítomnosti autokorelace, heteroskedasticity a přítomnosti normálního rozdělení reziduí. V druhém oddílu bude tento model rozšířen o další endogenní proměnnou daňové nedoplatky a exogenní proměnnou doměření daně správcem daně na základě postupu k odstranění pochybností a na základě daňové kontroly, které vede ke zvýšení základu daně, a tedy daňové povinnosti.

Jednoduchý model bude aplikován pomocí výpočtu a interpretace průměrných pružností pro rok 2020. Vhodnost zvoleného simultánního modelu bude odvozena z bodové prognózy již známých údajů (ex post) pro dvě období a to období 2019 a 2020. A bude odvozena bodová prognóza ex ante vysvětlovaných proměnných pro následující dvě období (predikce inkasa daňových příjmů a nedoplatků na daních pro rok 2021 a 2022).

V teoretické části je popsán a vysvětlen v jedné kapitole vývoj inkasa jednotlivých daňových příjmů a budou zmíněny klíčové údaje se související problematikou výběru daní, základní daňové pojmy k jednotlivým daním. V druhé kapitole bude vysvětlena zvolená metodika postupu.

**Klíčová slova:** inkaso daňových příjmů, HDP, nezaměstnanost, index nominální mzdy, daňové nedoplatky, doměření daně, korelace, heteroskedasticita, normalita reziduí, statistická významnost.

# Development and structure of taxes in the Czech Republic

## Abstract

Diploma thesis deals with the problematics of national tax income collection (without social and health insurance) and with comparisons of dependence on selected macroeconomic indicators (increase of GDP, unemployment rate and nominal wage index), which is applied on simple linear regression model thanks to econometric analysis, which is described in the first section of analytical part. Estimated design of econometric model will be subject of economic verification assessed the direction and intensity of the effect of explanatory variables on the explained variable, statistical verification, assessed the statistical significance of individual structural parameters using t-test and econometric verification by testing the absence of autocorrelation, heteroskedasticity and the presence of normal residue distribution. In the second section, this model will be extended by another endogenous variable tax arrears and an exogenous variable tax assessment by the tax administrator based on a procedure to remove doubts and on the basis of tax control, which leads to an increase in the tax base and thus the tax liability.

The simple model will be applied by calculating and interpreting the average elasticities for 2020. The suitability of the chosen simultaneous model will be derived from the point forecast of already known data (ex post) for two periods, 2019 and 2020. And there will be derived the ex-ante point forecast of explained variables for the next two periods (forecast of collection of tax incomes and tax arrears for 2021 and 2022).

One chapter of theoretical part describes and explains the development of the collection of individual tax incomes and will mention key data related to the problematic of tax collection, basic tax concepts related to individual taxes. The second chapter will explain the chosen methodology of the procedure.

**Keywords:** collection of tax incomes, GDP, unemployment, nominal wage index, tax arrears, tax assessment, correlation, heteroskedasticity, normal residue distribution, statistical significance.

## Obsah

|   |           |
|---|-----------|
| <b>1 Úvod</b> .....   | <b>8</b>  |
| <b>2 Cíl práce a metodika</b> .....   | <b>10</b> |
| <b>3 Úvod do daňové problematiky</b> .....                                      | <b>11</b> |
| 3.1 Strategie daňové politiky Evropské unie.....                                | 11        |
| 3.2 Klíčová fakta o daních.....   | 12        |
| 3.3 Udržitelnost příjmů státního rozpočtu je závislá na ekonomickém růstu ..... | 12        |
| <b>4 Metodika</b> .....   | <b>22</b> |
| 4.1 Makroekonomické ukazatele.....  | 22        |
| 4.1.1 Přírůstek/úbytek ročního hrubého domácího produktu.....                   | 22        |
| 4.1.2 Obecná míra nezaměstnanosti.....  | 22        |
| 4.1.3 Index nominální mzdy .....  | 22        |
| 4.2 Analýza časových řad.....   | 23        |
| 4.3 Lineární regresní model.....  | 25        |
| 4.3.1 Metoda nejmenších čtverců .....   | 25        |
| 4.3.2 Předpoklady pro aplikaci metody nejmenších čtverců .....                  | 26        |
| 4.3.3 Odhad LRM – běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ).....                   | 26        |
| 4.3.4 Aplikace lineárního regresního modelu .....                               | 28        |
| 4.4 Metody simultánních rovnic.....   | 29        |
| 4.4.1 Zásady konstrukce simultánních modelů .....                               | 29        |
| 4.4.2 Identifikace modelu.....  | 29        |
| 4.4.3 Strukturální a redukovaná forma simultánního modelu.....                  | 30        |
| 4.4.4 Odhad modelu – dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (DMNČ) ....         | 30        |
| 4.5 Heteroskedasticita .....  | 32        |
| 4.6 Autokorelace .....  | 32        |
| 4.7 Multikolinearita .....  | 32        |
| 4.8 Shoda odhadnutého modelu s daty .....                                       | 33        |
| 4.9 Testování statistické významnosti strukturálních parametrů .....            | 34        |
| <b>5 Lineárně regresní model – jednorovnicový model</b> .....                   | <b>37</b> |
| 5.1 Ekonomický model a ekonometrický model.....                                 | 37        |
| 5.1.1 Odvození trendové funkce zvolené endogenní proměnné .....                 | 39        |
| 5.1.2 Podkladová data .....   | 40        |
| 5.1.3 Odhad modelu BMNČ .....   | 43        |
| 5.1.4 Odhad modelu v SW Gretl.....  | 46        |
| 5.1.5 Ekonomická verifikace modelu .....  | 47        |
| 5.1.6 Statistická verifikace modelu .....                                       | 48        |
| 5.1.7 Ekonometrická verifikace modelu .....                                     | 51        |

|          |   |           |
|----------|---|-----------|
| 5.2      | Aplikace modelu lineárně regresního modelu.....   | 54        |
| 5.2.1    | Výpočet a interpretace průměrných pružností .....   | 54        |
| 5.2.2    | Simulace definovaných scénářů.....  | 56        |
| 5.3      | Ekonomický model a ekonometrický model v mocninné podobě .....  | 57        |
| 5.3.1    | Upravená podkladová data.....   | 57        |
| 5.3.2    | Odhad modelu.....   | 57        |
| 5.3.3    | Ekonomická interpretace parametrů .....   | 58        |
| 5.3.4    | Statistická a ekonometrická verifikace z výstupu SW Gretl.....  | 58        |
| <b>6</b> | <b>Simultánní model .....</b>   | <b>62</b> |
| 6.1      | Ekonomický model a ekonometrický model.....   | 62        |
| 6.2      | Podkladová data .....   | 64        |
| 6.3      | Identifikace modelu.....  | 66        |
| 6.4      | Odhad modelu DMNČ .....   | 67        |
| 6.5      | Ekonomická verifikace modelu.....   | 70        |
| 6.6      | Statistická verifikace modelu .....   | 71        |
| 6.7      | Ekonometrická verifikace modelu .....   | 74        |
| 6.8      | Matice Beta, Gama a matice Multiplikátorů; Redukovaný tvar modelu .....   | 78        |
| 6.9      | Odvození bodové prognózy ex post pro dvě období.....  | 80        |
| 6.10     | Výpočet trendových funkcí v podobě rovnic a koeficientu determinace $R^2$ . Grafické znázornění a stanovení budoucích interval. hodnot v následujícím roce..... | 83        |
| 6.11     | Odvození bodové prognózy ex ante pro proměnnou $y_{1t}$ pro následující období a intervalové prognózy ex ante proměnné $y_{2t}$ pro následující dvě období..... | 85        |
| <b>7</b> | <b>Závěr.....</b>   | <b>87</b> |
| 8        | Seznam použité literatury a zdrojů.....   | 89        |
| 9        | Seznam obrázků, grafů a tabulek .....   | 91        |
| 10       | Seznam použitých zkratk.....  | 92        |

# 1 Úvod

Daně hrají v ekonomice bezesporu hlavní úlohu ve vztahu k příjmové straně státního rozpočtu. Mají zajistit hlavní příjmy veřejných rozpočtů. V žádné vyspělé civilizované zemi není možné ukládat jakékoli daně či poplatky svévolně, bez zmocnění v zákonné normě. Toto zmocnění v České republice obsahuje ústavní zákon č. 23/1991 Sb., Listina základních práv a svobod, podle čl. 11 ustanovení odst. 5, daně a poplatky lze ukládat jen na základě zákona. Každý stát má svou daňovou soustavu, která se tvořila průběžně s historickým vývojem země.

Diplomová práce se bude zabývat charakteristikou závislosti vybraných makroekonomických ukazatelů na výši inkasa daňových příjmů. V analytické části této práce se v kapitole 5 budu nejprve zabývat stavbou jednoduchého lineárně regresního modelu (jednorovnicový model), na kterém budu následně interpretovat vliv vývoje daňového inkasa ve vztahu k vybraným makroekonomickým ukazatelům. Odhadnutá podoba ekonometrického modelu bude postoupena ekonomické verifikaci, posouzen směr a intenzita působení vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou, statistické verifikaci, posouzena statistická významnost jednotlivých strukturálních parametrů pomocí t-testu a ekonometrická verifikace, a to testováním nepřítomnosti autokorelace, heteroskedasticity a přítomnosti normálního rozdělení reziduí. Na základě uvedených postupů budou potvrzeny nebo vyvráceny očekávání inkasa daňových příjmů ve vztahu k reálnému HDP, obecné míře nezaměstnanosti a indexu nominální mzdy na území České republiky. Smyslem práce bude na základě těchto ukazatelů ověřit hypotézu, že reálný HDP jako základní ukazatel růstu výkonnosti ekonomiky a na základě jeho růstu či poklesu je vysvětlován hospodářský cyklus, lze tedy předpokládat vliv vývoje HDP na inkaso daňových příjmů. Tento vztah se předpokládá pozitivní, neboť s rostoucím HDP je spojena vyšší produkce statků a služeb a také vyšší poptávka jak po domácích, tak po zahraničních statcích. Naopak zvýšení míry nezaměstnanosti vede k poklesu důchodů, což vede k nižší spotřebě statků a služeb. Zvyšování průměrné mzdy, ze které se stanovuje index nominální mzdy má opačný důsledek na spotřebu statků a služeb ekonomických subjektů než zvýšení míry nezaměstnanosti. Výsledky práce by měly přispět k identifikaci hlavních makroekonomických ukazatelů působících na inkaso daňových příjmů České republiky. Vztahy mezi těmito veličinami budou popsány pomocí ekonometrického modelu a jejich interpretace.

V druhé části analytické práce bude jednoduchý lineární regresní model rozšířen na simultánní model (dvourovnicový model), který bude rozšířen o další závislost. Další vysvětlující proměnnou bude výše přírůstku/úbytku nedoplatků na daních v daném roce a posouzení vazby na kontrolní činnosti správce daně na základě postupu k odstranění pochybností dle § 89 zákona č. 280/2009 Sb., daňový řád, ve znění pozdějších předpisů (dále jen „daňový řád“) a daňové kontroly, které vedou ke zvýšení daňové povinnosti (základu daně). Výsledek zjištění a testování kvality modelu bude aplikován na bodové



prognóze z již známých údajů (ex-post) pro dvě poslední období pro rok 2019 a 2020 pomocí redukovaného modelu, který bude získán ze strukturálního modelu.

## 2 Cíl práce a metodika

Cílem této diplomové práce je na jednoduchém lineárním regresním modelu identifikovat makroekonomické ukazatele, které ovlivňují inkaso daňových příjmů v České republice. Analyzovaným obdobím je období od roku 2003 do roku 2020. Tato konstrukce bude následně rozšířena v simultánním modelu o závislost inkasa daňových příjmů na celkových nedoplatecích na daních vzhledem ke kontrolní činnosti správce daně na základě postupu k odstranění pochybností a daňové kontroly, které vedly k doměření daně (ke zvýšení daňové povinnosti). Růst daňového inkasa je významný u daní ze spotřeby, následují daně z příjmů, naproti tomu majetkové daně mají ve vztahu k celkovému inkasu zanedbatelný význam.

Hlavním cílem této práce bude z veřejně dostupných zdrojů porovnat vývoj inkasa daní od předkrizového období (od 2003 do 2006) přes krizová léta (rok 2008 je období počátku celosvětové hospodářské krize) až do roku 2020 (rok 2020 je období ovlivněné celosvětovou pandemií koronaviru), a to ve vztahu k vybraným makroekonomickým ukazatelům. V práci porovná, jaký je vzájemný vztah mezi inkasem daně a hospodářským cyklem, a stanovím, jaký je dopad hospodářského růstu na vývoj daňového inkasa.

Hlavní podíl na příjmech do státního rozpočtu jsou daňové příjmy ze spotřeby (daň z přidané hodnoty a spotřební daň), z příjmů fyzických osob (daň z příjmů fyzických osob ze závislé činnosti, daň z příjmů fyzických osob – podávajících příznání, daň z příjmů fyzických osob vybíraná srážkou podle § 36 zákona č. 586/1992, Sb. o daních z příjmů, daň z příjmů fyzických osob v paušálním režimu) a z příjmů právnických osob. Závislost bude analyzována pomocí makroekonomických ukazatelů, jako je růst HDP, obecná míra nezaměstnanosti a index nominální mzdy. Na základě těchto ukazatelů jsou stanoveny následující hypotézy pro ověření: růst reálného HDP vede ke zvýšení inkasa daňových příjmů, růst obecné míry nezaměstnanosti vede ke snížení daňových příjmů a růst indexu nominální mzdy vede ke zvýšení daňových příjmů v letech 2003–2020. Práce si klade za cíl ověřit tyto tři hypotézy. Reálný HDP je základní ukazatel růstu výkonnosti ekonomiky v daném roce ve srovnání s předchozím rokem (hodnotí růst nebo pokles výkonnosti ekonomiky v daném roce ve srovnání s předchozím rokem) a na základě jeho růstu či poklesu je vysvětlován hospodářský cyklus, lze tedy předpokládat vliv vývoje HDP na inkaso daňových příjmů. Tento vztah se předpokládá pozitivní, neboť s rostoucím HDP je spojena vyšší produkce statků a služeb a také vyšší poptávka jak po domácích, tak po zahraničních statcích. Zvýšení míry nezaměstnanosti vede k poklesu důchodů, což vede k nižší spotřebě statků a služeb. Zvyšování průměrné mzdy, ze které se stanovuje index nominální mzdy má opačný důsledek na spotřebu statků a služeb ekonomických subjektů než zvýšení míry nezaměstnanosti. Výsledky práce by měly přispět k identifikaci hlavních ukazatelů působících na inkaso daňových příjmů České republiky. Vztahy mezi těmito veličinami budou popsány pomocí ekonometrických modelů a jejich interpretace.

## 3 Úvod do daňové problematiky

### 3.1 Strategie daňové politiky Evropské unie

#### Hlavní principy

Strategie daňové politiky Evropské unie (dále jen „EU“) vychází se sdělení Evropské komise, byla vysvětlena ve sdělení ze dne 23. května 2001 o „Daňové politice v Evropské unii – Priority pro nadcházející roky“. V tomto sdělení Komise zopakovala své přesvědčení, že není potřeba plošná harmonizace daňových systémů členských států. Za předpokladu, že dodržují pravidla EU, si členské státy mohou svobodně vybrat daňové systémy, které považují za nejvhodnější, a podle svých preferencí. Kromě toho musí jakýkoli návrh opatření EU v daňové oblasti zohledňovat zásady subsidiarity a proporcionality. O pravidla na úrovni EU by se mělo jednat pouze tam, kde by opatření jednotlivých členských států nemohla poskytnout účinné řešení. Ve skutečnosti mnoho daňových problémů jednoduše vyžaduje lepší koordinaci vnitrostátních politik (EK, Daňová a celní unie, 2006).

V tomto rámci toto sdělení stanovilo jako hlavní prioritu daňové politiky řešení problémů jednotlivců a podniků působících v rámci vnitřního trhu tím, že se zaměří na odstranění daňových překážek všem formám přeshraniční hospodářské činnosti, kromě pokračování boje proti škodlivé daňové soutěži a podpoří větší spolupráci mezi správci daně při zajišťování kontrol a boje proti podvodům (EK, Daňová a celní unie, 2006).

Toto zaměření na daňové poplatníky souvisí s obecným cílem Komise zajistit, aby daňová politika podporovala širší cíle politiky EU, jak byly naposledy stanoveny ve „strategii Evropa 2020“ pro inteligentní a udržitelný růst podporující začlenění v EU a na jednotném trhu. Lepší koordinace daňové politiky by pomohla členským státům splnit tyto cíle (EK, Daňová a celní unie, 2020).

Daňová politika státu je komplexem opatření v oblasti daní. Její celospolečenská významnost je dána zejména nezbytností získání prostředků sloužících ke krytí výdajů státu. Dopady špatného výběru daní lze demonstrovat na krizi Řecka, které mj. dlouhodobě řádně nevybíralo daně. Prostřednictvím daní je ovlivňováno plnění dalších politik státu a Evropské unie. Cílem daňové politiky EU je hladké fungování jednotného evropského trhu, boj proti škodlivé daňové soutěži a daňovým únikům a podpora širší spolupráce mezi daňovými správami při zajišťování kontroly a při boji proti podvodům. Daňová politika přímo nebo nepřímo ovlivňuje celou společnost, např. ovlivňuje ceny zboží a služeb. Plátce a poplatníky daní zatěžuje nezanedbatelnými výdaji v podobě administrativního zatížení a významně působí na výdaje na výkon správy daní (NKÚ, Zpráva o daních, 2019).

Ve zprávě o daních v České republice Nejvyšší kontrolní úřad (dále jen „NKÚ“) zmiňuje, že cíle definované ve strategických materiálech EU a vlády ČR v daňové oblasti jsou naplňovány zejména v boji proti daňovým podvodům. Vzhledem k této skutečnosti je zřejmé a NKÚ shrnul ve zmiňované důvodové zprávě k daním, že výběr daní se zlepšil,

avšak s tím, že povinnosti daňovým subjektům v návaznosti na nová opatření proti daňovým podvodům narůstají. Plnění daňových povinností v roce 2017 poplatníkům trvalo průměrně 230 hodin, průměr EU a Evropského sdružení volného obchodu činil 161 hodin (Paying Taxes, PWC, 2019; NKÚ zpráva o daních, 2019). Z toho je patrné, že čas potřebný ke splnění daňových povinností v ČR významně překročil průměr států EU. Daňový systém je administrativně složitý a náročný. Jen zákon o daních z příjmů byl nejméně 160krát novelizován od roku 1993 do roku 2017 (NKÚ zpráva o daních, 2019) a nejméně 200krát do roku 2021 (údaj zjištěný z databáze ASPI, 2021). Navíc je zákon o daních z příjmů složitý, obsahuje množství výjimek a slev na poplatníka, které mají vliv na administrativní náročnost správy daně jak na straně poplatníků, tak na straně správců daně. Finanční správa ČR používá pro správu daňových povinností v rámci daňového řízení, které jen v roce 2017 představovaly celkovou hodnotu inkasa za vybrané druhy daňových příjmů téměř 796 mld. Kč, jeden z nejzastaralejších informačních systémů státní správy. Finanční prostředky ve výši 428 mil. Kč zaplacené v letech 2011–2017 na jeho provoz a další rozšíření přitom nebyly vynaloženy hospodárně, efektivně a účelně (NKÚ, zpráva o daních, 2019).

### **3.2 Klíčová fakta o daních**

Daňové zatížení v ČR, tj. podíl příjmů k HDP činil 34,9 %, byl v roce 2019 nad průměrem OECD, průměr OECD činil 33,8 % (OECD – Global Revenue Statistics Database). Úroveň zdanění práce v ČR byla v roce 2017 vysoká a to 43,4 %, přitom průměr OECD činil 36 % (OECD – Tax Revenue; NKÚ, zpráva o daních, 2019).

### **3.3 Udržitelnost příjmů státního rozpočtu je závislá na ekonomickém růstu**

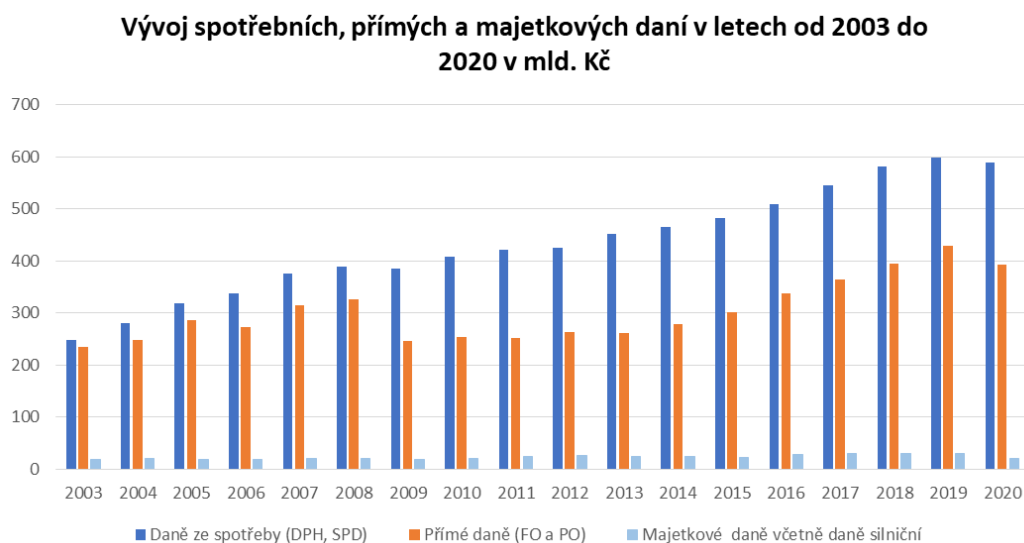
Udržitelnost příjmů státního rozpočtu je silně závislá na ekonomickém růstu a plně zaměstnanosti. Růst daňového inkasa ve sledovaném období byl významný u daní ze spotřeby (tj. u daně z přidané hodnoty a spotřebních daní, např. u daně z tabákových výrobků) a daní z příjmů fyzických (zejména pak daň z příjmů fyzických osob ze závislé činnosti) a právnických osob. Příčinou vyššího inkasa daní od 2015 do 2019 byl zejména silný ekonomický růst a s ním související spotřeba obyvatelstva. Spotřeba obyvatelstva měla pozitivní vliv na celkovou výši inkasa daňových příjmů, protože co do výše inkasa je rok 2020 po roce 2019 a 2017 třetím nejúspěšnějším rokem, a to i navzdory hospodářskému poklesu zapříčiněnému celosvětovou pandemií koronaviru. Z dlouhodobého hlediska může být vysoká závislost daňových příjmů na ekonomickém růstu rizikem udržitelnosti příjmů státního rozpočtu. Některá opatření, zejména v oblasti spotřebních daní a hazardu, sice cílí na omezení negativních následků, avšak mohou mít i negativní vliv na inkaso daní, např. po zavedení přísnější regulace došlo v roce 2018 k výraznému snížení inkasa z hazardu. Pozitivní vliv na udržitelnost příjmů mají i kroky v boji proti daňovým únikům na DPH, které vláda ČR založila na třech vzájemně propojených pilířích: mechanismu přenesení daňové povinnosti (DPH přiznává a odvádí plátce, pro kterého bylo zdanitelné plnění uskutečněno), kontrolním hlášením (povinnost podávat kontrolní hlášení spolu s daňovým přiznáním k DPH je od ledna 2016 dle zákona

o DPH) a elektronická evidence tržeb /EET/ (NKÚ, Zpráva o daních, 2019). EET bylo spuštěno v několika fázích, 1. fáze EET spuštěna od 1.12.2016 nejdříve pro segment Ubytování, Stravování a pohostinství – CZ-NACE skupina 55 a 56, 2. fáze EET spuštěna od 01.03.2017 pro segment Maloobchody a velkoobchody – CZ NACE skupina 45, 46 a 47. Do 3. a 4. fáze EET se od 1.5.2020 měli zapojit podnikatelé provozující všechny ostatní činnosti, které nejsou vyjmenované v 1. a 2. fázi, tj. např. svobodná povolání - lékaři, právníci, účetní; autoservisy a pneuservisy; doprava či zemědělství, výroba potravin či nápojů a další výrobní činnosti, pořádání sportovních a kulturních akcí atd., a podnikatelé provozující vybraná řemesla a výrobní činnosti (zákon o evidenci tržeb, 2016). Podle zákona č. 137/2020 Sb., o některých úpravách v oblasti evidence tržeb v souvislosti s vyhlášením nouzového stavu, který nabyl účinnosti 30.9.2020, a zákona č. 449/2020 Sb., kterým se mění zákon č. 137/2020 Sb., o některých úpravách v oblasti evidence tržeb v souvislosti s vyhlášením nouzového stavu, ve znění pozdějších předpisů, který nabyl účinnosti 3.11.2020, došlo k odkladu elektronické evidence tržeb až do 31.12.2022, jak pro subjekty, které spadaly do prvních dvou vln, tak pro subjekty, které měly původně začít evidovat od 1.5.2020. Povinnost evidovat tržby tak vzniká subjektům, bez ohledu na to, do které fáze evidence tržeb spadají, k datu 1.1.2023. Pozastavení EET se týká běžného, zjednodušeného i zvláštního režimu evidence tržeb (zákon o některých úpravách v oblasti evidence tržeb v souvislosti s vyhlášením nouzového stavu a zákon, kterým se mění zákon o některých úpravách v oblasti evidence tržeb v souvislosti s vyhlášením nouzového stavu, 2020).

V roce 2020 dosáhlo celkové inkaso celostátních daňových příjmů včetně cla a pojistného na sociálním zabezpečení 1 787,22 mld. Kč (Ministerstvo financí, 2021).

Růst daňového inkasa je významný u daní ze spotřeby, následují daně z příjmů (viz. graf 1 a tabulka 1 podkladová data). Majetkové daně, které jsou méně závislé na ekonomickém vývoji, mají ve vztahu k celkovému inkasu mizivý význam (NKÚ, Zpráva o daních, 2019).

Graf 1: Vývoj spotřebních, přímých a majetkových daní od 2003 do 2020



Zdroj: Vlastní zpracování, Podkladová data k vývoji spotřebních, přímých a majetkových daní v letech 2003–2020 použita z portálu časové řady ARAD, data ČNB.

Tabulka 1: Podkladová data k vývoji spotřebních, přímých a majetkových daní od 2003 do 2020

| Rok                                 | 2003   | 2004   | 2005   | 2006   | 2007   | 2008   | 2009   | 2010   | 2011   |
|-------------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Daně ze spotřeby (DPH, SPD)         | 249,16 | 280,16 | 318,93 | 337,33 | 375,33 | 388,22 | 384,68 | 407,83 | 421,97 |
| Přímé daně (FO a PO)                | 234,43 | 249,1  | 285,92 | 272,36 | 314,76 | 325,82 | 246,33 | 253,88 | 251,47 |
| Majetkové daně včetně daně silniční | 19,35  | 20,3   | 18,29  | 18,97  | 21,64  | 21,61  | 19,2   | 21,53  | 25,48  |

| Rok                                 | 2012   | 2013   | 2014   | 2015   | 2016   | 2017   | 2018   | 2019   | 2020   |
|-------------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Daně ze spotřeby (DPH, SPD)         | 425,01 | 451,88 | 464,19 | 482,34 | 507,95 | 544,51 | 580,77 | 598,72 | 588,94 |
| Přímé daně (FO a PO)                | 264,29 | 262,35 | 279,2  | 301,86 | 337,1  | 363,48 | 393,91 | 429,54 | 392,27 |
| Majetkové daně včetně daně silniční | 25,85  | 24,2   | 24,87  | 22,91  | 29,08  | 29,53  | 30,75  | 31,29  | 20,34  |

Zdroj: Podkladová data k vývoji spotřebních, přímých a majetkových daní v letech 2003–2020 použita z portálu časové řady ARAD, data ČNB.

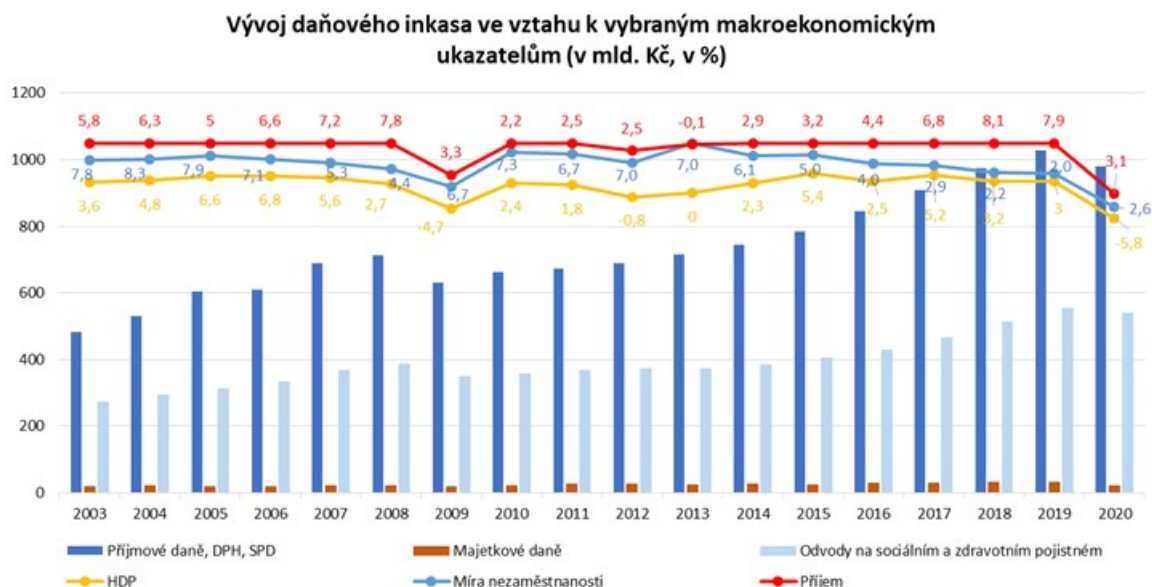
Pozn.: DPH = daň z přidané hodnoty, SPD = spotřební daně, FO = fyzické osoby a PO = právnické osoby.

Z veřejně dostupných zdrojů byl porovnán vývoj inkasa daní od předkrizového období (od 2003 do 2007) přes krizová léta až do roku 2020 v grafu 2 a v tabulce 2 podkladová data, a to ve vztahu k vybraným makroekonomickým ukazatelům, a zohledněn vývoj sazeb daně z přidané hodnoty. Byl porovnán, jaký je vzájemný vztah mezi inkasem daně a hospodářským cyklem, a zjištěn, jaký je dopad hospodářského růstu na vývoj daňového inkasa (NKÚ, Zpráva o daních, 2019).

V letech 2015 a 2017 byla situace ve vztahu mezi vývojem daňových příjmů a vývojem HDP, obecnou mírou nezaměstnanosti a průměrnými nominálními mzdami velmi podobná předkrizovému období roku 2008. Celkový růst inkasa daní je dán právě souběhem minimální nezaměstnanosti, nárůstu mezd, vysoké spotřeby a zlepšující se situace ekonomických subjektů. I v letech 2016 a 2017, tj. po zavedení kontrolního hlášení a elektronické evidence tržeb, vývoj inkasa daní odpovídal vývoji HDP, což lze interpretovat tak, že opatření proti daňovým podvodům mají spíše omezený dopad na celkové inkaso daní. S příchodem ekonomické recese lze očekávat obdobný vývoj jako v letech 2008 a 2009, tedy významný propad daňových příjmů. I přes preventivní přínos

EET v boji proti daňovým únikům může EET v době recese naopak přispět k propouštění zaměstnanců, a tak zvýšit negativní dopad na státní rozpočet. To je dáno skutečností, že nedošlo k zásadní změně v daňové politice ČR zejména v oblasti zdanění práce, které je v ČR vysoké (NKÚ, Zpráva o daních, 2019).

Graf 2: Vývoj daňového inkasa ve vztahu k vybraným makroekonomickým ukazatelům



Zdroj: Vlastní zpracování, data pro zpracování použita z Informačního portálu ČNB (časové řady ARAD), Českého statistického úřadu.

Pozn.: Do majetkových daní byla zahrnuta také silniční daň.

Tabulka 2: Podkladová data k vývoji daňového inkasa ve vztahu k vybraným makroekonomickým ukazatelům v mld. Kč, v %

| Rok  | 2003     | 2004     | 2005     | 2006     | 2007     | 2008     | 2009     | 2010     | 2011     |
|--|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Příjmové daně, DPH, SPD                    | 483,59   | 529,26   | 604,85   | 609,69   | 690,09   | 714,04   | 631,01   | 661,71   | 673,44   |
| Majetkové daně                             | 19,35073 | 20,83579 | 18,28567 | 18,96205 | 21,61421 | 21,60742 | 19,21434 | 21,52469 | 25,47381 |
| Odvody na sociálním a zdravotním pojistném | 272,374  | 293,318  | 311,195  | 333,725  | 367,157  | 385,52   | 347,918  | 355,835  | 366,817  |
| HDP  | 3,6      | 4,8      | 6,6      | 6,8      | 5,6      | 2,7      | -4,7     | 2,4      | 1,8      |
| Míra nezaměstnanosti                       | 7,8      | 8,3      | 7,9      | 7,1      | 5,3      | 4,4      | 6,7      | 7,3      | 6,7      |
| Příjem                                     | 5,8      | 6,3      | 5        | 6,6      | 7,2      | 7,8      | 3,3      | 2,2      | 2,5      |

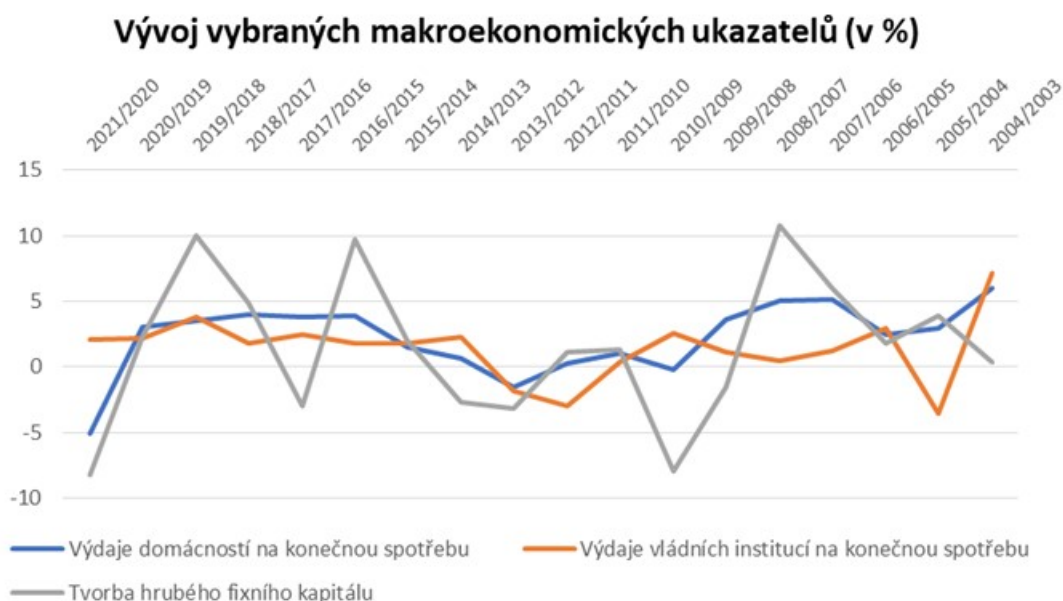
| Rok  | 2012     | 2013    | 2014     | 2015     | 2016     | 2017     | 2018     | 2019     | 2020    |
|--|----------|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|---------|
| Příjmové daně, DPH, SPD                    | 689,3    | 714,23  | 743,39   | 784,2    | 845,05   | 907,99   | 974,68   | 1028,26  | 981,21  |
| Majetkové daně                             | 25,84665 | 24,1986 | 24,86702 | 22,91642 | 29,08441 | 29,52922 | 30,74071 | 31,29357 | 20,3416 |
| Odvody na sociálním a zdravotním pojistném | 371,498  | 372,239 | 382,749  | 404,769  | 428,472  | 466,256  | 513,307  | 551,71   | 540,523 |
| HDP  | -0,8     | 0       | 2,3      | 5,4      | 2,5      | 5,2      | 3,2      | 3        | -5,8    |
| Míra nezaměstnanosti                       | 7,0      | 7,0     | 6,1      | 5,0      | 4,0      | 2,9      | 2,2      | 2,0      | 2,6     |
| Příjem                                     | 2,5      | -0,1    | 2,9      | 3,2      | 4,4      | 6,8      | 8,1      | 7,9      | 3,1     |

Zdroj: Podkladová data pro zpracování použita z Informačního portálu ČNB (časové řady ARAD), Českého statistického úřadu.

Pozn.: Do majetkových daní byla zahrnuta také silniční daň.

Dlouhodobý vývoj dokumentuje také vývoj výdajů domácností na spotřebu nebo výdajů vládních institucí znázorněný v grafu 3 a v tabulce 3 podkladových dat.

Graf: 3 Vývoj vybraných makroekonomických ukazatelů v %



Zdroj: vlastní zpracování, data použita z hlavních makroekonomických indikátorů ČR, informační portál [www.mfcr.cz](http://www.mfcr.cz)

Tabulka 3: Vývoj vybraných makroekonomických ukazatelů v %

|           | Výdaje domácností na konečnou spotřebu | Výdaje vládních institucí na konečnou spotřebu | Tvorba hrubého fixního kapitálu |
|-----------|--|--|---------------------------------|
| 2004/2003 | 6                                      | 7,1  | 0,4                             |
| 2005/2004 | 2,9                                    | -3,5   | 3,9                             |
| 2006/2005 | 2,5                                    | 2,9  | 1,8                             |
| 2007/2006 | 5,1                                    | 1,2  | 6                               |
| 2008/2007 | 5                                      | 0,5  | 10,8                            |
| 2009/2008 | 3,6                                    | 1,1  | -1,5                            |
| 2010/2009 | -0,2                                   | 2,6  | -7,9                            |
| 2011/2010 | 1                                      | 0,4  | 1,3                             |
| 2012/2011 | 0,3                                    | -3   | 1,1                             |
| 2013/2012 | -1,5                                   | -1,8   | -3,2                            |
| 2014/2013 | 0,7                                    | 2,3  | -2,7                            |
| 2015/2014 | 1,5                                    | 1,8  | 2                               |
| 2016/2015 | 3,9                                    | 1,8  | 9,7                             |
| 2017/2016 | 3,8                                    | 2,5  | -3                              |
| 2018/2017 | 4                                      | 1,8  | 4,9                             |
| 2019/2018 | 3,5                                    | 3,8  | 10                              |
| 2020/2019 | 3                                      | 2,2  | 2,3                             |
| 2021/2020 | -5,1                                   | 2,1  | -8,2                            |

Zdroj: Podkladová data použita z hlavních makroekonomických indikátorů ČR, informační portál [www.mfcr.cz](http://www.mfcr.cz)

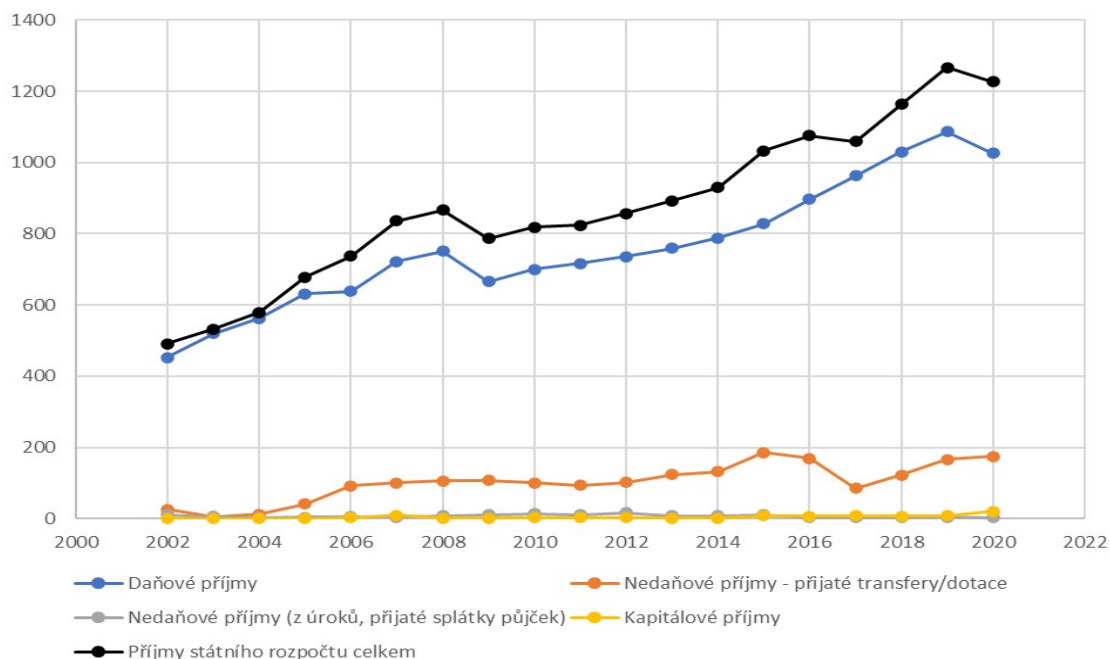
Na následujícím grafu 4 a tabulce 4 je zobrazeno, jak se vyvíjely celkové a jak daňové/nedaňové příjmy, přijaté transfery a kapitálové příjmy. Z grafu 4 se dá vyčíst, že celkové příjmy státního rozpočtu (dále jen „SR“) a daňové příjmy SR spolu úzce souvisí. Od roku 2004 se hodnoty začaly mírně vzdalovat, což znamená, že celkové příjmy začaly růst o něco rychleji než daňové. To bylo způsobeno vstupem do EU a s tím souvisejícími



nově vzniklými příjmy pro státní rozpočet (přijaté dotace z EU na rozvoj ČR). V roce 2009 je zde také jasně patrný vliv celosvětové finanční krize, která propukla koncem roku 2008.

Graf 4: Vývoj daňových a nedaňových příjmů do státního rozpočtu v letech 2002 až 2020

**Vývoj daňových a nedaňových příjmů do státního rozpočtu od 2002 do 2020 v mld. Kč**



Zdroj: Vlastní zpracování, data použita z Informačního portálu ČNB (časové řady ARAD)

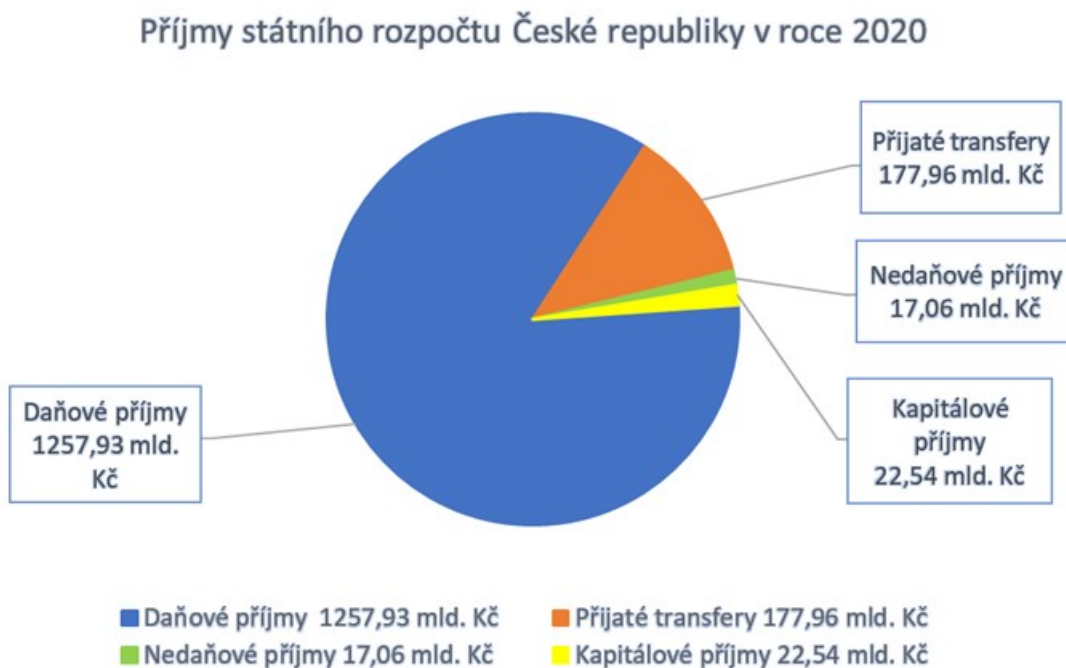
Tabulka 4: Vývoj daňových a nedaňových příjmů do státního rozpočtu v letech 2002 až 2020 v mld. Kč

| Rok  | Daňové příjmy | Nedaňové příjmy - přijaté transfery/dotace | Nedaňové příjmy (z úroků, přijaté splátky půjček) | Kapitálové příjmy | Příjmy státního rozpočtu celkem |
|------|---------------|--|---|-------------------|---------------------------------|
| 2002 | 452,5         | 25,82                                      | 11,51   | 1,436             | 491,266                         |
| 2003 | 519,6         | 5,882                                      | 6,133   | 0,484             | 532,099                         |
| 2004 | 562,1         | 12,97                                      | 2,713   | 0,879             | 578,662                         |
| 2005 | 631,3         | 41,805                                     | 4,624   | 0,848             | 678,577                         |
| 2006 | 638           | 91,944                                     | 5,242   | 2,31              | 737,496                         |
| 2007 | 721,9         | 100,167                                    | 4,146   | 9,98              | 836,193                         |
| 2008 | 751,7         | 105,513                                    | 8,605   | 1,039             | 866,857                         |
| 2009 | 666,1         | 108,072                                    | 10,759  | 2,095             | 787,026                         |
| 2010 | 700,65        | 100,834                                    | 13,996  | 2,913             | 818,393                         |
| 2011 | 716,91        | 93,419                                     | 11,592  | 2,367             | 824,288                         |
| 2012 | 735,55        | 102,175                                    | 16,759  | 2,539             | 857,023                         |
| 2013 | 759,24        | 124,567                                    | 7,897   | 0,982             | 892,686                         |
| 2014 | 788,77        | 131,944                                    | 8,197   | 0,966             | 929,877                         |
| 2015 | 828,48        | 185,881                                    | 10,845  | 7,911             | 1033,117                        |
| 2016 | 897,6         | 169,71                                     | 2,309   | 6,525             | 1076,144                        |
| 2017 | 963,21        | 85,235                                     | 2,322   | 8,366             | 1059,133                        |
| 2018 | 1030,83       | 122,402                                    | 2,873   | 7,631             | 1163,736                        |
| 2019 | 1086,18       | 167,282                                    | 4,567   | 8,73              | 1266,759                        |
| 2020 | 1026,69       | 175,167                                    | 3,463   | 21,41             | 1226,73                         |

Zdroj: Podkladová data použita z Informačního portálu ČNB (časové řady ARAD)

Následující koláčový graf 5 zobrazuje, jak se vyvíjely jednotlivé příjmy státního rozpočtu, daňové příjmy, nedaňové příjmy, kapitálové příjmy a přijaté transfery do státního rozpočtu v roce 2020. Celkové příjmy do státního rozpočtu v roce 2020 dosáhly 1475,48 mld. Kč a daňové příjmy hodnoty 1257,93 mld. Kč. Tvořily tedy přibližně 85,5 % celkových příjmů (Ministerstvo financí, 2021). Daňové příjmy tvoří nejvýznamnější část státního rozpočtu.

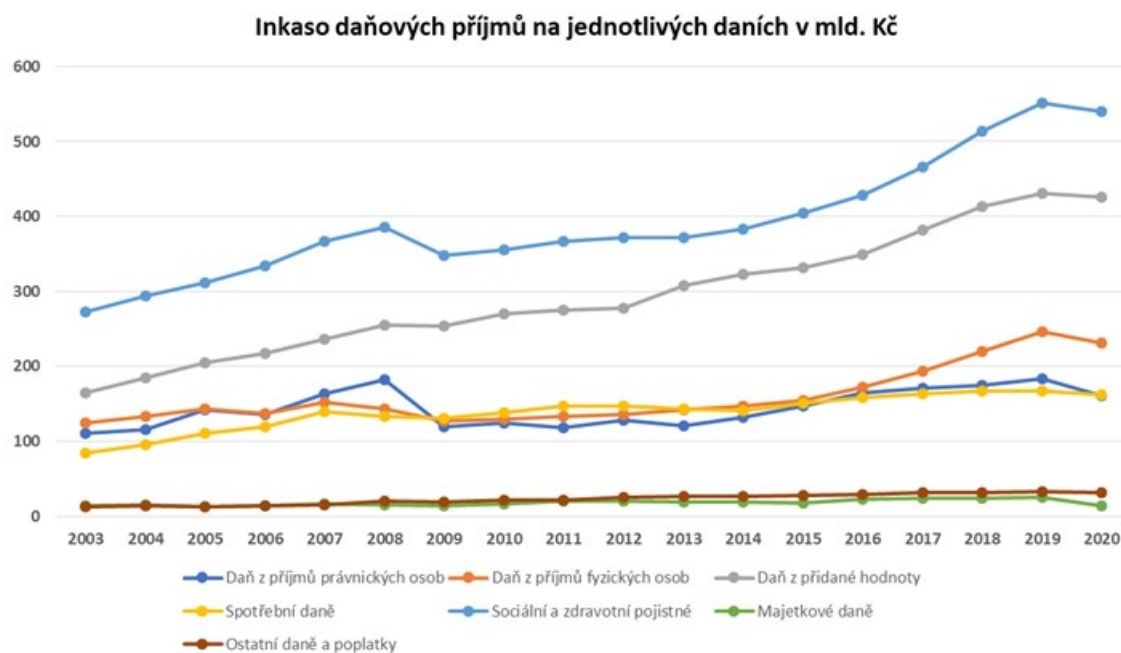
Graf 5: Příjmy státního rozpočtu České republiky v roce 2020



Zdroj: Vlastní zpracování, data použita z portálu ministerstva financí.

Celkové daňové příjmy státního rozpočtu i výnosy z jednotlivých druhů daní každým rokem rostou, což je přirozený trend. Nejvíce se na vývoji výnosu jednotlivých daní projevila světová finanční krize, která propukla koncem roku 2008. Její vliv byl patrný v roce 2009 zejména na dani z příjmů fyzických a právnických osob a na pojistném na sociální zabezpečení a příspěvku na státní politiku zaměstnanosti. Pro český daňový mix je charakteristický nižší podíl daní z příjmů, malý podíl majetkových daní, a naopak vysoký podíl pojistného na sociální zabezpečení a spotřební daně, což je patrné v následujícím grafu inkasa daňových příjmů na jednotlivých daních (NKÚ, Zpráva o daních, 2019). V následujícím grafu 6 a v tabulce 5 jsou pro představu uvedeny hodnoty inkasa celostátních daňových příjmů na jednotlivých daních v letech 2003 až 2020.

Graf 6: Inkaso daňových příjmů na jednotlivých daních v letech 2003 až 2020



Zdroj: Vlastní zpracování, data použita z časových řad ARAD, portálu ČNB a z portálu ministerstva financí.

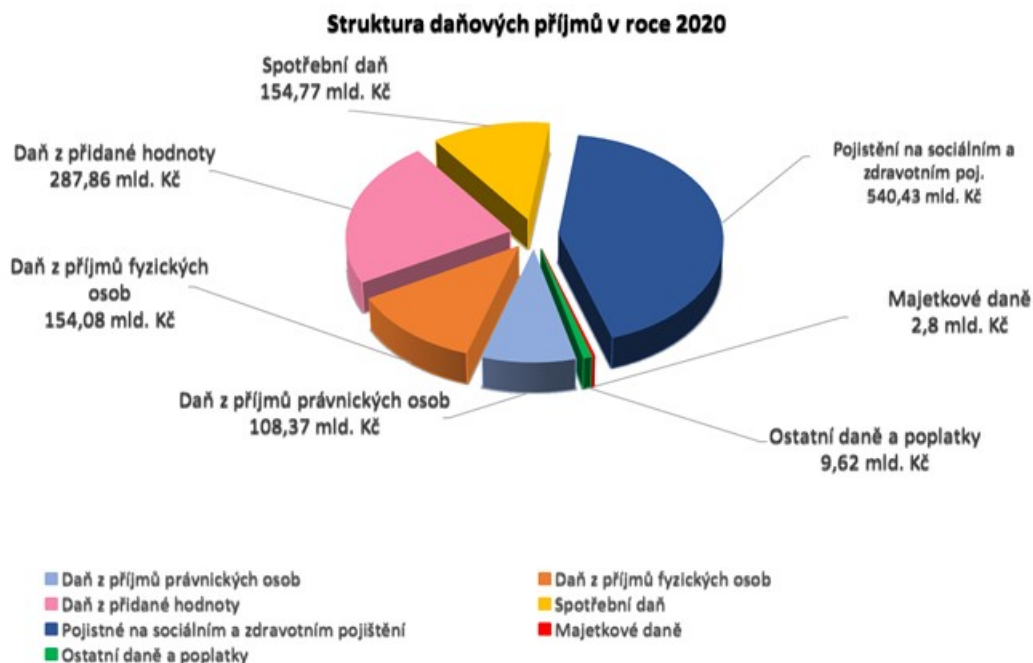
Tabulka 5: Inkaso daňových příjmů na jednotlivých daních v letech 2003 až 2020 v mld. Kč

| Období | Daň z příjmů právnických osob | Daň z příjmů fyzických osob | Daň z přidané hodnoty | Spotřební daně | Sociální a zdravotní pojistné | Majetkové daně | Ostatní daně a poplatky |
|--------|-------------------------------|-----------------------------|-----------------------|----------------|-------------------------------|----------------|-------------------------|
| 2003   | 110                           | 124                         | 165                   | 84             | 272                           | 14             | 12                      |
| 2004   | 116                           | 133                         | 184                   | 96             | 293                           | 15             | 13                      |
| 2005   | 142                           | 144                         | 205                   | 111            | 311                           | 13             | 12                      |
| 2006   | 135                           | 137                         | 217                   | 120            | 334                           | 14             | 14                      |
| 2007   | 163                           | 152                         | 236                   | 139            | 367                           | 16             | 15                      |
| 2008   | 183                           | 143                         | 255                   | 133            | 386                           | 16             | 20                      |
| 2009   | 120                           | 127                         | 253                   | 131            | 348                           | 14             | 19                      |
| 2010   | 124                           | 130                         | 270                   | 138            | 356                           | 16             | 21                      |
| 2011   | 118                           | 133                         | 275                   | 147            | 367                           | 20             | 21                      |
| 2012   | 128                           | 136                         | 278                   | 147            | 371                           | 21             | 26                      |
| 2013   | 121                           | 142                         | 308                   | 143            | 372                           | 19             | 26                      |
| 2014   | 132                           | 147                         | 323                   | 141            | 383                           | 19             | 26                      |
| 2015   | 148                           | 154                         | 332                   | 151            | 405                           | 17             | 27                      |
| 2016   | 165                           | 172                         | 349                   | 158            | 428                           | 23             | 29                      |
| 2017   | 171                           | 193                         | 381                   | 163            | 466                           | 23             | 32                      |
| 2018   | 174                           | 220                         | 413                   | 167            | 513                           | 24             | 32                      |
| 2019   | 183                           | 247                         | 431                   | 167            | 552                           | 25             | 33                      |
| 2020   | 161                           | 232                         | 426                   | 162            | 541                           | 14             | 31                      |

Zdroj: Podkladová data použita z časových řad ARAD, portálu ČNB a z portálu ministerstva financí.

V roce 2020 tvořily daňové příjmy 85,5 % příjmů do státního rozpočtu. Z grafu 7 je zřejmé, že přibližně 43 % daňových příjmů státního rozpočtu plynulo z pojistného na sociální zabezpečení. Kolem 23 % daňových příjmů plynulo z daně z přidané hodnoty, 12 % ze spotřebních daní, 12 % z DPFO a 9 % z DPPO.

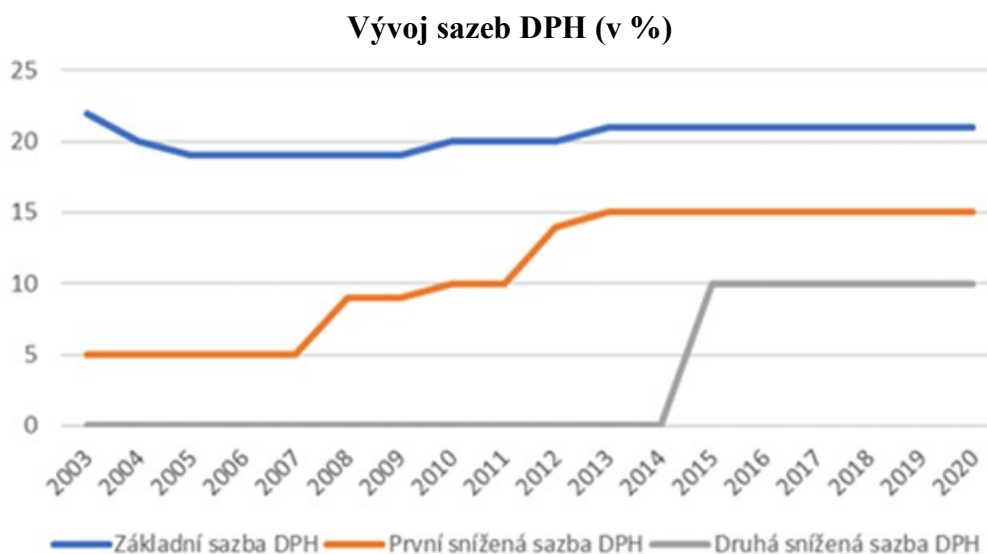
Graf 7: Struktura daňových příjmů v roce 2020 v mld. Kč



Zdroj: Vlastní zpracování, použita data z portálu ministerstva financí.

Nezanedbatelný vliv na celkové inkaso daní měly i změny v sazbách DPH (viz. graf 8 a tabulka 6) a spotřební daně z tabáku. U DPH se tento vliv projeví zejména při porovnání inkasa DPH v delším časovém horizontu, kdy je zřejmé, že k růstu celostátního inkasa DPH docházelo i v době ekonomické recese znázorněné v grafu 6 Inkaso daňových příjmů na jednotlivých daních uvedené výše.

Graf 8: Vývoj sazeb v letech 2003 až 2020 v %



Zdroj: Vlastní grafické zpracování na základě zákona o dani z přidané hodnoty

Tabulka 6: Vývoj sazeb v letech 2003 až 2020 v %

|      | Základní sazba | První snížená | Druhá snížená |
|------|----------------|---------------|---------------|
| 2003 | 22             | 5             | 0             |
| 2004 | 20             | 5             | 0             |
| 2005 | 19             | 5             | 0             |
| 2006 | 19             | 5             | 0             |
| 2007 | 19             | 5             | 0             |
| 2008 | 19             | 9             | 0             |
| 2009 | 19             | 9             | 0             |
| 2010 | 20             | 10            | 0             |
| 2011 | 20             | 10            | 0             |
| 2012 | 20             | 14            | 0             |
| 2013 | 21             | 15            | 0             |
| 2014 | 21             | 15            | 0             |
| 2015 | 21             | 15            | 10            |
| 2016 | 21             | 15            | 10            |
| 2017 | 21             | 15            | 10            |
| 2018 | 21             | 15            | 10            |
| 2019 | 21             | 15            | 10            |
| 2020 | 21             | 15            | 10            |

Zdroj: Podkladová data zpracována na základě zákona o dani z přidané hodnoty

## 4 Metodika

V následující části práce bude analyzována metodika zpracování dat včetně popisu základních makroekonomických ukazatelů potřebných k analýze. Ke zpracování dat a naplnění cílů budou využity statistické a ekonometrické nástroje (tabulkový procesor MS Excel a statistický a ekonometrický software Gretl).

### 4.1 Makroekonomické ukazatele

V této práci budou použity následující makroekonomické ukazatele: přírůstek/úbytek HDP, obecná míra nezaměstnanosti a index nominální mzdy. V modelu budou použita roční data od roku 2003 do roku 2020.

#### 4.1.1 Přírůstek/úbytek ročního hrubého domácího produktu

*HDP je jedním z nejdůležitějších výkonových ukazatelů národního hospodářství pro měření výkonnosti celé ekonomiky (Jurečka, 2010). Přírůstky HDP (též reálný HDP) v % jsou tzv. obrazem tempa růstu národního hospodářství, od kterého se pak odvozují mnohé vládní rozhodnutí, obvyklé hodnoty jsou 1 až 5 %. Je ukazatelem nově vytvořené hodnoty (růst/pokles množství statků a služeb, které se vytvořilo v národním hospodářství za určité období) a slouží k měření a ke srovnávání míry ekonomického rozvoje země (ČSÚ, 2021).*

#### 4.1.2 Obecná míra nezaměstnanosti

*„Z ekonomického pohledu představuje míra nezaměstnanosti stav v národním hospodářství, kde část pracovního potenciálu společnosti nenalézá uplatnění nebo dobrovolně o toto uplatnění neusiluje. Nezaměstnanost je nejčastěji vyjadřována obecnou mírou nezaměstnanosti, tzn. jako procentuální podíl nezaměstnaných k celkovému počtu aktivního obyvatelstva“ (Žák, 2006). Obecná míra nezaměstnanosti je ukazatel míry nezaměstnanosti zjišťovaný Českým statistickým úřadem. Tato míra je vypočítána na základě výběrového šetření pracovních sil – vychází tedy z reprezentativního vzorku společnosti.*

#### 4.1.3 Index nominální mzdy

*Podle ČSÚ (2021) „průměrná měsíční nominální mzda jednoho zaměstnance zahrnuje všechny pracovní příjmy (základní mzdy, osobní příplatky a ohodnocení, prémie a odměny, podíly na hospodářských výsledcích a náhrady mzdy), které byly zúčtovány zaměstnancům evidenčního počtu podle příslušných platových a mzdových předpisů. Mzda je počítána za celé národní hospodářství, zahrnuje tedy údaje za všechny zaměstnance. Je uvedena na přepočtené počty zaměstnanců, zohledňuje tak délku pracovních úvazků zaměstnanců“.*

*Podle ČSÚ (2021) je „index (růst/pokles) nominální mzdy v % podíl průměrné měsíční mzdy ve sledovaném období a průměrné měsíční mzdy ve stejném období minulého roku krát sto. Vyjadřuje, o kolik se zvýšila (poklesla) průměrná měsíční nominální mzda v daném roce v porovnání se stejným obdobím předchozího roku“.*

## 4.2 Analýza časových řad

Důležitým úkolem statistických analýz ekonomických jevů je zkoumání jejich dynamiky. Empirická pozorování v ekonomické oblasti jsou často uspořádána do časové řady. Ekonomickou časovou řadou se rozumí řada hodnot jistého věcně a prostorově vymezeného ekonomického ukazatele srovnatelných pozorování (dat), která je jednoznačně uspořádána z hlediska času ve směru od minulosti do přítomnosti. V posledních letech vznikla v oblasti analýzy ekonomických časových řad řada nových metod a přístupů. Důležitou podmínkou pro jejich praktickou aplikaci je dostupnost kvalitního softwaru a délka analyzovaných časových řad (Arlt, Arltová, 2009).

Časovou řadu lze rovněž vymezit jako posloupnost náhodných veličin. Pak je možné pozorování v časové řadě značit velkými písmeny (nejčastěji  $X$ ,  $Y$ ,  $Z$ ) a indexovat malým písmenem  $t$  představujícím čas. Časovou řadu lze pak zapisovat ve tvaru  $X_1, X_2, \dots, X_T$  nebo analogicky  $X_t$ , kde  $t=1, 2, \dots, T$  (Hampel, Blašková, Střelec, 2012).

Základní druhy časových řad ekonomických ukazatelů:

- podle rozhodného časového hlediska (podle délky intervalu sledování hodnot) na časové řady *intervalové* (tj. časové řady intervalových ukazatelů) a *okamžikové* (tj. časové řady okamžikových ukazatelů),
- podle periodicity, s jakou jsou údaje v řadách sledovány na časové řady *roční* (dlouhodobé) a *krátkodobé* (čtvrtletní, měsíční, týdenní aj.),
- podle druhu sledovaných ukazatelů na časové řady *primárních* (prvotních) a *sekundárních* (odvozených) charakteristik,
- podle způsobu vyjádření údajů na časové řady *naturálních* ukazatelů a *peněžních* ukazatelů (Hindls, Fischer, Seger, Hronová, 2007).

Arlt a Arltová (2009) zmiňují „hodnoty krátkodobých časových řad, se sledují v úsecích kratších, než je jeden rok, a vysokofrekvenční časové řady, které mají hodnoty sledované v úsecích kratších, než je jeden týden“.

S klasifikací dle periodicity souvisí tvar ekonomických časových řad. „Např. čím je interval sledování delší, tím jsou časové řady vyhlazenější. Tato skutečnost vyplývá z typického rysu časových řad – časové „svázanosti“ jejich jednotlivých hodnot. Na rozdíl od průřezových dat má u časových řad pořadí hodnot klíčový význam“, neboť „způsob, jakým na sebe jednotlivé hodnoty v časových řadách navazují, určuje jejich tvar a charakteristické vlastnosti“ (Arlt, Arltová, 2009).

Ekonomické časové řady jsou charakteristické:

- a) trendem,
- b) sezónností,
- c) podmíněnou heteroskedasticitou,
- d) nelinearitou,

e) společnými vlastnostmi více časových řad, např. společným trendem.

*Tyto vlastnosti se nevyskytují zpravidla najednou. Jejich přítomnost závisí na typu časové řady, např. sezónnost se objevuje u krátkodobých časových řad, podmíněná heteroskedasticita u vysokofrekvenčních časových řad (Arlt, Arltová, 2009).*

### 1. Trend

*„Trend odráží dlouhodobé změny v průměrném chování časové řady, resp. obecnou tendenci vývoje zkoumaného jevu za dlouhé období. Trend může mít různý charakter, může být rostoucí, klesající, konstantní, strmý, mírný, v průběhu času se může měnit, takže jej lze pokládat spíše za cyklus. Jednou z možností, jak lze trend kvantifikovat, je model  $X_t = \alpha + \beta t + u_t$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$ , který se označuje jako model lineárního deterministického trendu. Parametr  $\beta$  charakterizuje přírůstek řady  $X_t$  při změně času  $t$  o jednotku“ (Arlt, Arltová, 2009).*

### 2. Sezónnost

*„Sezónností se rozumí periodické kolísání v časové řadě, která má systematický charakter. Toto kolísání se odehrává během jednoho kalendářního roku a každý rok se ve stejné nebo modifikované podobě opakuje. Periodické změny jsou způsobeny především střídáním ročních období a různými institucionalizovanými lidskými zvyky. Sezónnost může být přítomna u krátkodobých a u vysokofrekvenčních časových řad“ (Arlt, Arltová, 2009).*

### 3. Nelinearita

*„Problematika nelinearity je velmi široká a zdaleka ne prozkoumaná. Některé ekonomické časové řady jsou charakteristické strukturálními zlomy, změnami průběhu a variability. V této souvislosti se může v čase měnit i jejich autokorelační struktura. Tento způsob chování ekonomických časových řad nemůže být korektně zachycen lineárními modely. Nelinearita se u makroekonomických časových řad může projevit odlišnými průměrnými diferencemi nebo průměrnými koeficienty růstu v různých obdobích“ (Arlt, Arltová, 2009).*

### 4. Podmíněná heteroskedasticita

*„Variabilita (volatilita) ekonomických výnosů a zejména finančních časových řad se v průběhu času mění, období s vysokou variabilitou střídají období s variabilitou nižší. To je spojeno s rostoucí a klesající nejistotou na trhu“. Typicky se podmíněná heteroskedasticita vyskytuje ve finančních časových řadách (Arlt, Arltová, 2009).*

### 5. Společné vlastnosti časových řad

*„Výše uvedené vlastnosti jsou důležité při konstrukci předpovědi jednorozměrných časových řad. Významné jsou i při analýze vícerozměrných časových řad, neboť některé z nich časové řady sdílejí společně. Zkoumají-li se vztahy ekonomických časových řad, je důležité vědět, mají-li podobný trend, sezónnost nebo volatilitu“ (Arlt, Arltová, 2009).*



### 4.3 Lineární regresní model

Lineární regresní analýza představuje jeden z nejdůležitějších nástrojů ekonometrického modelování, kdy se kvantifikují neznámé parametry ekonometrického modelu. Je to model, ve kterém je vysvětlovaná proměnná  $y$  lineárním vztahem vysvětlující proměnné  $x$  (Hančlová, 2012). Hindls, Fischer, Seger, Hronová (2007) dodávají, že „se jedná o situaci, kdy proti sobě stojí nezávisle proměnná v úloze příčin a závisle proměnná v úloze následků“. Zkoumají se obecné tendence ve změnách vysvětlovaných (endogenních) proměnných vzhledem ke změnám vysvětlujících (exogenních) proměnných. Za předpokladu stochastické lineární závislosti mezi vysvětlovanou proměnnou  $y$ , která má pravděpodobnostní rozdělení, a  $k$  vysvětlujícími proměnnými  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , jejichž hodnoty jsou v opakovaných výběrech fixní, ve tvaru

$$y = \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \dots + \gamma_k x_k + u,$$

kde  $u$  je náhodná složka,  $\gamma_j$  je  $j$ -tý regresní koeficient či parametr ( $j=1, 2, \dots, k$ ), lze  $x_1$  specifikovat jako zvláštní (umělou) proměnnou, která nabývá ve všech pozorováních hodnoty rovné jedné, takže vztah vícenásobné regrese lze psát jako

$$y = \gamma_1 + \gamma_2 x_2 + \dots + \gamma_k x_k + u,$$

kde  $\gamma_1$  je tzv. absolutní člen nebo úroňová konstanta.

Jestliže pro náhodnou složku platí, že  $E(u)=0$ , pak očekávanou hodnotou  $y$  jako funkci daných hodnot vysvětlujících proměnných můžeme vyjádřit pomocí deterministického vztahu

$$E(y) = \gamma_1 + \gamma_2 x_2 + \dots + \gamma_k x_k,$$

který se také nazývá regresní funkcí základního souboru. Regresní koeficienty  $\gamma_2, \gamma_3, \dots, \gamma_k$  měří změnu  $E(y)$ , odpovídající jednotkové změně libovolné jedné vysvětlující proměnné, přičemž ostatní vysvětlující proměnné zůstávají konstantní za podmínek *ceteris paribus* (Hušek, 2007).

*Předpoklady LRM* (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018):

- neopomenutí podstatné vysvětlující proměnné,
- vypuštění irelevantních vysvětlujících proměnných,
- volba správné funkční formy modelu,
- stabilní odhadnuté parametry, časová invariančnost (parametry se nemění v čase).

#### 4.3.1 Metoda nejmenších čtverců

Metoda vychází z minimalizace součtu čtverců reziduální (náhodné) složky. Předností metody oproti jiným odhadovým technikám je, že poskytuje odhady s optimálními

vlastnostmi i pro malé výběry pozorování a výpočetní postup při určení numerických hodnot odhadovaných parametrů je jednoduchý (Hušek, 2007).

### 4.3.2 Předpoklady pro aplikaci metody nejmenších čtverců

*Předpoklady pro lineární regresní model:*

*I. Regresní model je lineární v parametrech, obsahuje úroňovou konstantu, je správně specifikován a má aditivně připojen chybový člen.*

*II. Chybový člen má nulovou střední hodnotu.*

*III. Všechny vysvětlující proměnné nejsou korelované s chybovým členem.*

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

*V. Chybový člen má konstantní rozptyl, tj. nedochází k heteroskedasticitě.*

*VI. Žádná vysvětlující proměnná není perfektní lineární kombinací jiné vysvětlující proměnné, tj. nedochází k perfektní multikolinearitě.*

*VII. Chybový člen je normálně rozdělený (Hampel, Blašková, Střelec, 2012).*

### 4.3.3 Odhad LRM – běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ)

Běžná metoda nejmenších čtverců se používá k odhadu parametrů jednorovnicových modelů, prostých a rekurzivních víceroovnicových modelů a přesně identifikovaných simultánních modelů (Tvrdoň, 2019).

*Tato metoda poskytuje nejlepší, nestranné a konzistentní odhady parametrů modelu (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018). Odhad je nestranný, pokud jeho střední hodnota (průměr) je roven hledanému parametru, tj. nedochází tedy k nadhodnocení či podhodnocení hledaného parametru. Odhad je nejlepší, pokud má nejmenší rozptyl ze všech možných nestranných odhadů a konzistentní, pokud při rostoucím počtu pozorování konverguje (blíží se) k hodnotě odhadovaného parametru. Podstatou BMNČ je nalezení parametrů, které minimalizují součet čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné od jejich skutečných hodnot (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).*

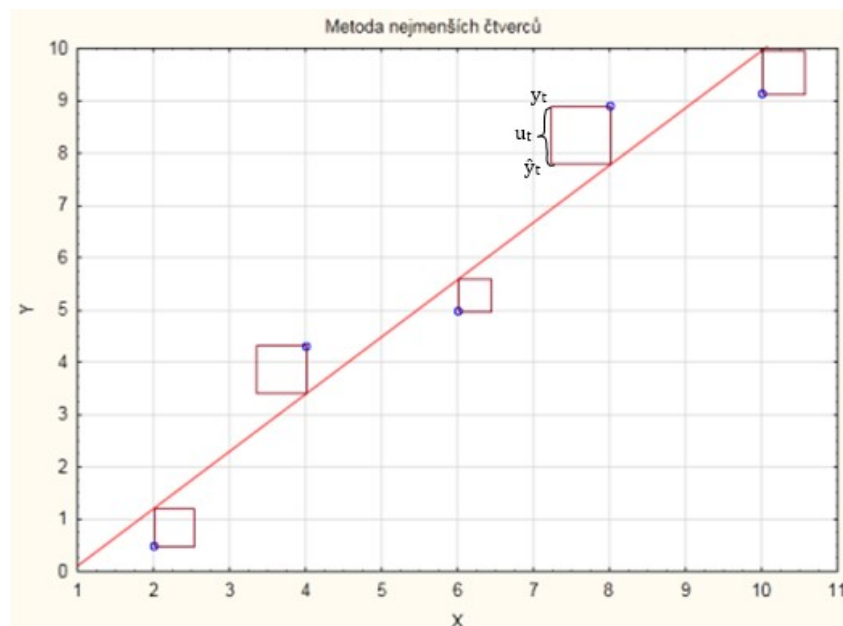
Kritériem je minimalizace součtu čtverců reziduí dle níže uvedeného vzorce pro odhad parametrů, který lze získat z kritéria jednoduchým způsobem s využitím matematické analýzy. Je-li úkolem nalézt parametry modelu, které minimalizují, stačí provést parciální derivace vztahu na základě uvedeného vzorce podle odhadovaných parametrů a položit je rovny nule. Řešením získané soustavy rovnic lze obdržet hledané parametry, kdy  $y_t$  je skutečná hodnota vysvětlované proměnné a  $\hat{y}_t$  je teoretická hodnota vysvětlované proměnné:

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

Zdroj: Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018

Minimalizace součtu čtverců reziduí pomocí metody nejmenších čtverců je znázorněna na grafu 9, kde jsou na grafu zachyceny čtverce odchylek  $u_t$  vycházející z výše uvedeného vzorce pro odhad parametrů.

Graf 9: Grafické znázornění minimalizace součtu čtverců reziduí pomocí metody nejmenších čtverců



Zdroj: Statistika a pravděpodobnost, Přírodovědecká fakulta Masarykovy univerzity

Pro praktické účely lze z obdržené soustavy rovnic zobecněním pro „k“ vysvětlujících proměnných získat následující zjednodušený vztah BMNČ:

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

kde  $\mathbf{X} \dots$  matice predeterminovaných proměnných

$\mathbf{y} \dots$  vektor endogenních proměnných

$\gamma \dots$  vektor odhadnutých proměnných

Rozměry matic:

$$\mathbf{X} = [\mathbf{n} \times \mathbf{k}]$$

$$\mathbf{X}^T = [\mathbf{k} \times \mathbf{n}]$$

$$(\mathbf{X}^T * \mathbf{X})^{-1} = [\mathbf{k} \times \mathbf{k}]$$

$$\mathbf{y} = [\mathbf{n} \times \mathbf{1}]$$

$$\gamma = [\mathbf{k} \times \mathbf{1}]$$

Zdroj: Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018

Možný postup (sled kroků) odhadu parametrů podle výše uvedeného vztahu:

1. krok:  $X^T * X$

2. krok:  $(X^T * X)^{-1}$

3. krok:  $X^T * y$

4. krok:  $(X^T * X)^{-1} X^T * y$

Zdroj: Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018

#### 4.3.4 Aplikace lineárního regresního modelu

*Výsledkem ekonomického, statistického a ekonometrického ověření modelu je rozhodnutí o jeho praktickém využití nebo jeho zamítnutí. Zamítnutím modelu se vše vrací na začátek. Naopak kvalitní, resp. přijatelný ekonometrický model je využitelný v oblasti, pro kterou byl odvozen (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).*

*Oblasti aplikace ekonometrického modelu:*

- *prognostické využití ekonometrického modelu*
- *využití v oblasti strukturální analýzy*
- *využití v simulaci efektů a výsledků různých (definovaných) scénářů*

*Při aplikaci modelu v oblasti strukturální analýzy a v simulaci definovaných scénářů se často využívá **koeficientů pružnosti/elasticity** (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).*

*Zatímco odhadnutý parametr vyjadřuje, jak příslušná vysvětlující proměnná působí na vysvětlovanou proměnnou v jednotkách, v jakých jsou obě proměnné sledovány, potom **pružnost umožňuje vyjádřit toto působení relativně (v procentech)**. Jinými slovy odhadnutý parametr je absolutním vyjádřením vlivu vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou a pružnost relativním (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).*

***Relativní vyjádření umožňuje srovnat intenzitu působení jednotlivých vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou, tj. porovnání při odlišných jednotkách** (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).*

*Obecný vztah pro odvození koeficientu pružnosti je následující:*

$$E = \frac{\partial y}{\partial x_i} \frac{x_i}{\hat{y}}$$

*Ze vzorce je patrné, že pružnost je podílem procentní změny vysvětlované proměnné k procentní změně *i*-té vysvětlující proměnné. Proto samotná pružnost vychází v procentech a sleduje procentní změnu vysvětlované proměnné při jednoprocenní změně příslušné *i*-té vysvětlující proměnné (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).*

## 4.4 Metody simultánních rovnic

### 4.4.1 Zásady konstrukce simultánních modelů

*Vztah mezi vysvětlující (exogenní) a vysvětlovanou (endogenní) proměnnou může být simultánního (oboustranného) charakteru. Vzájemná determinace vysvětlující a vysvětlované proměnné plyne z povahy ekonomických jevů a procesů, které jsou modelem popisovány. Lze-li předpokládat simultánní vztah mezi proměnnými, měl by být při konstrukci modelu zohledněn. V opačném případě je v modelu přítomna tzv. specifikační chyba.*

Model obsahující vzájemné vazby mezi vysvětlovanými proměnnými označujeme jako model simultánní.

*Vztahy mezi proměnnými v modelu lze popsat s využitím matice Beta ( $\beta$ ) a Gamma ( $\Gamma$ ). Je-li model simultánní, má matice  $\beta$  nenulové prvky (parametry vysvětlovaných proměnných modelu) nad i pod hlavní diagonálou. Sama je vždy čtvercová o rozměru  $[g \times g]$ . Matice  $\Gamma$  obsahuje parametry predeterminovaných proměnných modelu  $[g \times k]$ , vektor  $\vec{y}_t$  obsahuje endogenní proměnné  $[g \times 1]$ , vektor  $\vec{x}_t$  obsahuje predeterminované proměnné modelu  $[k \times 1]$  a vektor  $\vec{u}_t$  obsahuje stochastické proměnné (náhodnou složku)  $[g \times 1]$  (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).*

### 4.4.2 Identifikace modelu

*Ze své podstaty jsou simultánní modely vždy charakteru vícerovnicových modelů, a proto vyvstává otázka identifikace soustavy rovnic tvořících simultánní model. Pro zajištění jejich řešitelnosti, resp. jednoznačnosti je nutné provést tzv. **identifikaci modelu**. Identifikace se provádí samostatně pro každou rovnici. Model je identifikovaný (řešitelný), jsou-li identifikované všechny jeho rovnice (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018). Podmínka identifikace je:*

$$k^{**} \geq g - 1$$

*kde g je počet endogenních proměnných v modelu celkem,  
k je počet predeterminovaných proměnných v modelu celkem,  
symbol \* znamená, že proměnná je zahrnuta v identifikované rovnici,  
symbol \*\* znamená, že proměnná v rovnici, pro niž se provádí identifikace, není obsažena, ale je obsažena v jiných rovnicích modelu (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).*

*Výsledek:*

- *platí-li ostrá nerovnost – rovnice je identifikovaná (předidentifikovaná);*
- *nastává-li rovnost – rovnice je přesně identifikovaná;*
- *neplatí-li nerovnost, pak je rovnice neidentifikovaná/podidentifikovaná (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).*

#### 4.4.3 Strukturální a redukována forma simultánního modelu

Soustavu simultánních rovnic lze zapsat dvojím způsobem (ve dvou formách), a to ve strukturální a redukována formě (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).

Model ve strukturální formě představuje závislost vysvětlujících proměnných jak na predeterminovaných proměnných, tak i na jiných vysvětlujících proměnných (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).

Maticová forma zápisu má podobu:

$$\beta y_t + \Gamma x_t = u_t$$

Zdroj: Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018

Model v redukována formě představuje závislost vysvětlujících proměnných pouze na predeterminovaných proměnných (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).

Maticová forma zápisu je:

$$y_t = Mx_t + v_t$$

Zdroj: Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018

Matice multiplikátorů  $M$  obsahuje parametry před predeterminovanými proměnnými v redukována tvaru modelu. Vyjadřuje komplexní (přímé a zprostředkované) vazby mezi vysvětlujícími a predeterminovanými proměnnými (Tvrdoň, 2019). U velmi jednoduchých modelů lze redukována tvar modelu odvodit prostou substitucí/postupným dosazováním (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018). U složitějších modelů pak výpočtem matice multiplikátorů, který lze kvantifikovat:

$$M = -\beta^{-1} \Gamma$$

Zdroj: Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018

#### 4.4.4 Odhad modelu – dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (DMNČ)

Podstatou DMNČ je opakovaná aplikace běžné metody nejmenších čtverců, a to nejprve k odhadu teoretických hodnot vysvětlujících endogenních proměnných v dané rovnici (1. krok = 1. stupeň) a podruhé k vlastnímu odhadu strukturálních parametrů této rovnice (2. krok = 2. stupeň), tj. podstatou je nahrazení matice  $Y_2$  teoretickou maticí  $\hat{Y}_2$  při regresi na všechny predeterminované proměnné modelu (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).

$$y_{1t} = \beta_{12}y_{2t} + \dots + \beta_{1g}y_{gt} + \gamma_{11}x_{1t} + \dots + \gamma_{1k}x_{k^*t} + u_{1t}$$
$$y_{2t} = \beta_{21}y_{1t} + \dots + \beta_{2g}y_{gt} + \gamma_{22}x_{2t} + \dots + \gamma_{2k}x_{k^*t} + u_{2t}$$

$X_*$  ... matice hodnot predeterminovaných proměnných zahrnutých v odhadované rovnici  
 $X_{**}$  ... matice hodnot predeterminovaných proměnných v odhadované rovnici nezahrnutých, ale obsažených v ostatních rovnicích modelu

$X = [X_* X_{**}]$  ... matice všech predeterminovaných proměnných v modelu

$y_1$  ... vektor skutečných hodnot vysvětlované endogenní závislé proměnné v odhadované rovnici (na levé straně rovnice)

$Y_2$  ... matice napozorovaných hodnot vysvětlujících endogenních proměnných zahrnutých v odhadované rovnici (na pravé straně rovnice)

**1. stupeň DMNČ** → vyčíslení matice teoretických hodnot vysvětlujících endogenních proměnných  $\hat{Y}_2$  (tj. těch na pravé straně rovnice)

$$\hat{Y}_2 = X (X^T X)^{-1} X^T Y_2$$

**2. stupeň DMNČ** → vyčíslení vektoru strukturálních parametrů  $\beta$  a  $\gamma$  odhadované rovnice ze vztahu

$$\begin{bmatrix} \beta_2 \\ \gamma_{1*} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{Y}_2^T \hat{Y}_2 & \hat{Y}_2^T X_* \\ X_*^T \hat{Y}_2 & X_*^T X_* \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{Y}_2^T \\ X_*^T \end{bmatrix} y_1$$

Výraz:  $\begin{bmatrix} \hat{Y}_2^T \hat{Y}_2 & \hat{Y}_2^T X_* \\ X_*^T \hat{Y}_2 & X_*^T X_* \end{bmatrix}$  je tzv. matice  $K$ , což je komplexní matice, tvořená čtyřmi submaticemi.

Vypočtené parametry jsou ve výsledném vektoru řazeny následujícím způsobem – nejprve jsou uvedeny parametry endogenních proměnných v pořadí, v jakém vstupují hodnoty jednotlivých proměnných do matice  $Y_2$ . Následují parametry predeterminovaných proměnných v pořadí, v jakém byly jednotlivé predeterminované proměnné zařazeny do matice  $X_*$ . (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).

Rozměry submatice matice  $K$ :

$$\hat{Y}_2^T \hat{Y}_2 \quad \text{rozměr } [1 \times 1] = [1 \times n] \times [n \times 1]$$

$$\hat{Y}_2^T X_* \quad \text{rozměr } [1 \times k_*] = [1 \times n] \times [n \times k_*]$$

$$X_*^T \hat{Y}_2 \quad \text{rozměr } [k_* \times 1] = [k_* \times n] \times [n \times 1]$$

$$X_*^T X_* \quad \text{rozměr } [k_* \times k_*] = [k_* \times n] \times [n \times k_*]$$

Zdroj: Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018

## 4.5 Heteroskedasticita

Heteroskedasticita (různo-rozptylovost) znamená, že rozptyl v čase není konstantní, chyby (rezidua) se v čase zvětšují. Důvodem vzniku heteroskedasticity mohou být strukturální změny v ekonomice, kdy s časem se zhoršuje přesnost prognózy, nebo při sběru dat se technika sběru postupně zlepšuje a chyba se zmenšuje nebo se naopak chyba postupně zvětšuje. Podmínkou lineárního regresního modelu je **homoskedasticita**, tzn. konečný a konstantní rozptyl náhodných složek modelu. Příčinou heteroskedasticity může být, že odhad parametrů sice je nestranný a konzistentní, avšak není nejlepší, nebo že přesnost prognózy se s časem zhoršuje, anebo že statistické testy při verifikaci dávají zkreslené výsledky. Používají se různé testy k detekci heteroskedasticity: Pesaran-Taylorův test, Breusch-Pagan-Godfreyův test, Whiteův test, kterým může být testována čistá heteroskedasticita nebo chybná specifikace modelu nebo obojí (Gujarati, 2009).

## 4.6 Autokorelace

*Je-li náhodná složka modelu v libovolném období pozorování zkorelována s náhodnou složkou v minulém období nebo s náhodnými složkami v několika předcházejících obdobích, hovoříme o autokorelaci nebo sériové korelaci náhodných složek, takže*

$$E(u_t u_s) \neq 0, t \neq s.$$

*Autokorelace je tedy chápána jako závislost nikoli mezi dvěma nebo několika proměnnými, nýbrž mezi posloupností hodnot jedné proměnné, uspořádaných v čase, někdy i v prostoru (Hušek, 2007).*

Mezi základní příčiny autokorelace patří: setrvačnost ve vývoji ekonomických veličin (kváziautokorelace), chybná či nepřesná specifikace analytické formy modelu, zahrnutí chyb měření vysvětlované proměnné do náhodné složky modelu, nesprávně použité zpoždění u vysvětlujících proměnných, které je příčinou toho, že náhodné složky jsou sériově závislé a nesprávně transformovaná výběrová data.

K testování autokorelace prvního řádu se používá Durbin-Watsonův test autokorelace. Formulace hypotéz:

H0:  $\rho=0$  (autokorelace prvního řádu není významná)

H1:  $\rho \neq 0$  (autokorelace prvního řádu je významná, může být kladná nebo záporná podle znaménka) (Hančlová, 2012).

K testování autokorelace vyšších řádů lze využít Breusch-Godfreyův test, Box-Pierceův test a Ljung-Boxův test (Hančlová, 2012).

## 4.7 Multikolinearita

*Vysvětlující proměnné regresního modelu mohou být vzájemně nezávislé nebo mezi nimi může existovat závislost. Závislost mezi vysvětlujícími proměnnými se nazývá multikolinearita. Indikátorem multikolinearity je hodnota determinantu korelační matice (Hindls, Fischer, Seger, Hronová, 2007).*



Multikolinearita odpovídá existenci více než jednoho vztahu lineární závislosti mezi pozorováními vysvětlujících proměnných, zatímco kolinearita označuje případ pouze jednoho lineárního vztahu mezi sloupci matice  $X$  (Hušek, 2007).

Nejčastější příčinou existence multikolinearity je stejná trendová tendence ekonomických časových řad, zejména makroekonomických dat, např. hrubý domácí produkt, průměrná mzda, úspory, export, import apod., neexperimentální charakter disponibilních dat zejména při průřezové analýze, nevhodné zavedení zpožděných vysvětlujících proměnných (endogenních i exogenních), neadekvátní použití umělých proměnných.

Pro testování multikolinearity se používá: vícenásobný koeficient korelace, resp. čtverec této hodnoty – koeficient determinace  $R^2$ , faktory změny variability (VIF), koeficienty tolerance, vlastní čísla korelační matice, podmíněný index korelační matice a podíly rozptylů (Hančlová, 2012).

#### 4.8 Shoda odhadnutého modelu s daty

Shoda odhadnutého modelu s daty se v případě lineární funkce posuzuje pomocí koeficientu vícenásobné determinace  $R^2$ . Tento ukazatel je založen na rozkladu celkového rozptylu vysvětlované proměnné ( $S_y^2$ ) na rozptyl teoretický (regresní,  $S_{\hat{y}}^2$ ) a reziduální ( $S_u^2$ ):

$$S_y^2 = S_{\hat{y}}^2 + S_u^2$$

$$S_y^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}{n} ,$$

kde  $y_t$  jsou skutečné hodnoty vysvětlované proměnné v jednotlivých letech pozorování,  
 $\bar{y}$  je průměr skutečných hodnot vysvětlované proměnné,  
 $n$  je délka časové řady.

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

kde  $\hat{y}_t$  jsou teoretické hodnoty vysvětlované proměnné v jednotlivých letech pozorování.

Koeficient vícenásobné determinace je dán vztahem:

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

Vyjadřuje se obvykle v % a udává, z kolika % jsou změny závislé proměnné vysvětleny změnami nezávisle proměnných.

Hodnota  $R^2$  se pohybuje od 0 % do 100 %. Pokud  $R^2 = 0$  %, všechny odhadnuté koeficienty jsou nulové, celkový rozptyl je roven reziduálnímu a daná funkce nevysvětluje vůbec zkoumaný vztah. Naopak  $R^2 = 100$  % nastane, když všechna rezidua jsou nulová, tudíž také reziduální rozptyl je nulový a daná funkce plně vystihuje zkoumaný vztah.

Protože hodnota  $R^2$  nikdy neklesne (zpravidla vždy vzroste) přidáním dalších vysvětlujících proměnných do modelu, je často používán korigovaný koeficient vícenásobné determinace:

$$\overline{R}_2 = 1 - \left[ (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - p} \right]$$

kde,  $p$  je počet odhadovaných parametrů v rovnici.

Hodnota korigovaného koeficientu determinace je zpravidla nižší než hodnota  $R^2$ . Odchylna těchto koeficientů se snižuje s růstem počtů volnosti ( $n-p$ ). Při velkém počtu stupňů volnosti se  $R^2$  a  $\overline{R}_2$  liší velice málo. Při malém počtu stupňů volnosti může nabývat  $\overline{R}_2$  i záporných hodnot. V takovém případě se hodnota korigovaného koeficientu vícenásobné determinace interpretuje jako nulová.

Statistickou významnost modelu jako celku lze testovat pomocí  $F$ -testu, v jehož rámci se porovnává  $F$  poměr s tabulkovou hodnotou  $F_*$ . Je-li  $F$  poměr větší než tabulková hodnota na zvolené hladině významnosti a při daném počtu stupňů volnosti, zamítá se nulová hypotéza a statistické nevýznamnosti  $R^2$ , a tedy shoda odhadnutého modelu s daty je statisticky významná.

U nelineární funkce je jako míra těsnosti závislosti používán index determinace  $I^2$ , jeho výpočet i interpretace se však shodují s  $R^2$  (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).

#### 4.9 Testování statistické významnosti strukturálních parametrů

Statistická významnost jednotlivých strukturálních parametrů se testuje t-testem. Při výpočtu testovacího kritéria,  $t$  poměru, je používán korigovaný reziduální rozptyl. Korekce se provádí počtem stupňů volnosti v daném vztahu.

Korigovaný reziduální rozptyl je tedy určen jako:

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

Postup testování parametrů odhadnutých DMNČ:

I. Sestavení kovariační matice  $S_{bb}^{aa}$ :

$$S_{bb}^{aa} = \overline{S_u^2} \begin{bmatrix} \hat{Y}_2^T \hat{Y}_2 & \hat{Y}_2^T X_* \\ X_*^T \hat{Y}_2 & X_*^T X_* \end{bmatrix}^{-1} = \begin{bmatrix} S_{11} & \dots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \dots & \dots & S_{ii} \end{bmatrix}$$

Prvky na diagonále kovariační matice jsou rozptyly strukturálních parametrů  $S_{ii}$ . Nejdříve jsou zde uvedeny rozptyly parametrů endogenních proměnných, a to v takovém pořadí v jakém vytváří jednotlivé endogenní proměnné matice  $Y_2$ . Následují rozptyly strukturálních parametrů predeterminovaných proměnných, a to v takovém pořadí v jakém tvoří jednotlivé predeterminované proměnné matice  $X_*$ .

II. Vyčíslení standardních chyb jednotlivých parametrů jako odmocniny prvků z diagonály:

$$S_{bi} = \sqrt{S_{ii}}$$

III. Vyčíslení  $t$ -hodnoty:

$$t = \frac{\text{hodnota parametru}}{\text{chyba odhadu}} = \frac{|r_{ii}|}{s_{bi}} = \frac{|\beta_{ii}|}{s_{bi}}$$

IV. Porovnání  $t$ -hodnoty s tabulkovou hodnotou  $t$ -testu na zvolené hladině významnosti s přihlédnutím k příslušnému počtu stupňů volnosti.

Je-li  $t > t_\alpha$ , zamítá se nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti parametrů. Vysvětlující proměnná je z hlediska svého vlivu na vysvětlovanou proměnnou na hladině významnosti  $\alpha$  a při  $(n-p)$  stupních volnosti významnou proměnnou.

Je-li  $t < t_\alpha$ , s pravděpodobností  $100(1-\alpha)\%$ , není odhad parametru statisticky významný, tj. statisticky významně odlišný od nuly.

Zamítnutí nulové hypotézy ještě neznamená, že odhady strukturálních parametrů jsou přesnými odhady skutečných hodnot strukturálních parametrů. Pro určení stupně shody skutečné hodnoty parametru s odhadem se stanovuje interval spolehlivosti, tzv. konfidenční interval. Neboli hledají se meze, v nichž se bude skutečná hodnota parametru při opakovaných výběrech nacházet s určitým stupněm spolehlivosti, tj. s určitou zvolenou pravděpodobností.

Intervalový odhad parametrů se stanovuje pomocí vztahu:

$$\beta_{ii\_interval} \text{ nebo } \gamma_{ii\_interval} = \beta_{ii} \text{ nebo } \gamma_{ii} \pm t_\alpha S_{bi}$$

*Odhadnutý parametr se významně liší od nuly, pokud tento interval nulu neobsahuje. Obsahuje-li konfidenční interval nulu, je parametr statisticky významný (Čechura, Hálová, Žáková Kroupová, Malý, Peterová, Rumánková, 2018).*

## 5 Lineárně regresní model – jednorovnicový model

### 5.1 Ekonomický model a ekonometrický model

#### *Teoretická východiska*

Jednorovnicový model tohoto projektu se zaměřuje na zkoumání závislosti inkasa daňových příjmů (zahrnuje celostátní daňové příjmy bez pojistného na sociální zabezpečení a příspěvku na státní politiku zaměstnanosti a pojistného na veřejné zdravotní pojištění) v České republice mezi roky 2003 až 2020 na makroekonomických ukazatelích. Smyslem práce je na ekonometrickém modelu porovnat dopad hospodářského růstu na vývoj daňového inkasa, resp. dokázat přímý vliv vývoje daňového inkasa ve vztahu k vybraným makroekonomickým ukazatelům. Jinými slovy vzájemné působení mezi nimi by tedy mělo být v přímé úměrnosti (růst HDP a indexu nominální mzdy by mělo zvýšit inkaso daňových příjmů) a naopak obecná míra nezaměstnanosti by měla být v nepřímé úměrnosti (se zvyšující se nezaměstnaností by mělo inkaso daňových příjmů klesat). Pokud se zvýší hrubý domácí produkt (HDP), zvýší se příjem obyvatel a sníží se nezaměstnanost, výběr daní by se měl úměrně tomu zvýšit a naopak, pokud se zvýší nezaměstnanost, sníží se ekonomický růst v daném období a s tím se sníží i hrubý měsíční příjem obyvatelstva, státní aparát na daních vybere méně. Vzhledem k těmto předpokladům jsem si pro konstrukci ekonometrického modelu vybral následující makroekonomické ukazatele a to: vývoj (přírůstek/úbytek) reálného HDP v % (podíl HDP ve sledovaném období a vývoje HDP ve stejném období minulého roku krát sto), obecnou míru nezaměstnanosti (%) a index nominální mzdy vyjádřený v % (podíl průměrné měsíční mzdy ve sledovaném období a průměrné měsíční mzdy ve stejném období minulého roku krát sto; vyjadřuje peněžitou odměnu). Pod inkaso celostátních daňových příjmů České republiky jsem zahrnul přímé daně (daň z příjmů právnických osob, daň z příjmů fyzických osob ze závislé činnosti, daň z příjmů fyzických osob z příznání, daň z příjmů fyzických osob vybírané srážkou podle § 36 zákona 280/2009, Sb., daňový řád, ve znění pozdějších předpisů (dále jen „daňový řád“) a daň silniční), nepřímé daně (spotřební daň a daň z přidané hodnoty), majetkové daně (daň z nemovitých věcí, daň z nabytí nemovitých věcí, daň darovací, daň z převodu nemovitostí) a ostatní daně a poplatky.

Endogenní proměnou v modelu je inkaso daňových příjmů (v software Gretl značeno zkratkou „IDP“) a exogenními proměnnými v modelu jsou roční vývoj HDP (%) (v software Gretl bude značený jako „HDP“), obecná míra nezaměstnanosti (%) (v software Gretl značena zkratkou „MN“) a index nominální mzdy (%) (v SW Gretl značen zkratkou „INM“).

#### ***Slovní formulace modelu:***

Inkaso daňových příjmů = vývoj HDP + obecná míra nezaměstnanosti + index nominální mzdy

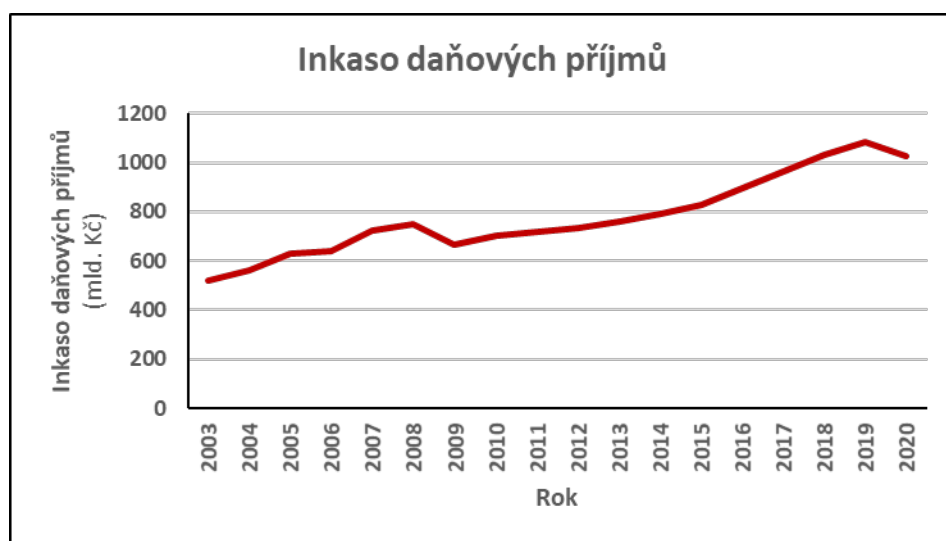
Tabulka 7: Předpokládané závislosti

| Proměnné   | Předpokládaná závislost | Komentář   |
|--|-------------------------|--|
| Inkaso daňových příjmů – vývoj HDP                   | Přímá                   | Růst HDP (%) zvýší inkaso daňových příjmů (mld. Kč).                                     |
| Inkaso daňových příjmů – obecná míra nezaměstnanosti | Nepřímá                 | Růst obecné míry nezaměstnanosti (%) povede ke snížení inkasa daňových příjmů (mld. Kč). |
| Inkaso daňových příjmů – index nominální mzdy        | Přímá                   | Růst indexu nominální mzdy (%) zvýší inkaso daňových příjmů (mld. Kč).                   |

### Formulace ekonomického modelu

$$y_1 = fce(x_1, x_2, x_3, x_4)$$

Graf 10: Vlastní grafické znázornění endogenní proměnné



Zdroj: Vlastní zpracování v SW Excel, podkladová data použita z časových řad ARAD, portálu ČNB

V grafu je znázorněn průběh vývoje inkasa daňových příjmů v České republice za roky 2003 až 2020. Vývoj inkasa daňových příjmů má v čase rostoucí tendenci (vyjma roku 2009 – počínající celosvětová hospodářská krize na konci roku 2008 a roku 2020 – počínající celosvětová pandemická krize v souvislosti s výskytem koronaviru Covid – 19 na území České republiky a přijatými vládními opatřeními v boji proti této nákaze a vyhlášení nouzového stavu). K výraznému nárůstu došlo v roce 2016, kdy byla zavedena povinnost podávat s daňovým přiznáním k dani z přidané hodnoty kontrolní hlášení a postupné zavedení elektronické evidence tržeb (2020 EET pozastaveno do 31.12.2022).

### Formulace ekonometrického modelu

$$y_{1t} = \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + u_{1t}$$

### ***Deklarace proměnných***

- endogenní proměnné (vysvětlovaná):  
 $y_1$  = inkaso daňových příjmů (mld. Kč/rok)
- exogenní proměnné (vysvětlující):  
 $x_1$  = jednotkový vektor-JV  
 $x_2$  = vývoj HDP (%)  
 $x_3$  = obecná míra nezaměstnanosti (%)  
 $x_4$  = index nominální mzdy (%)

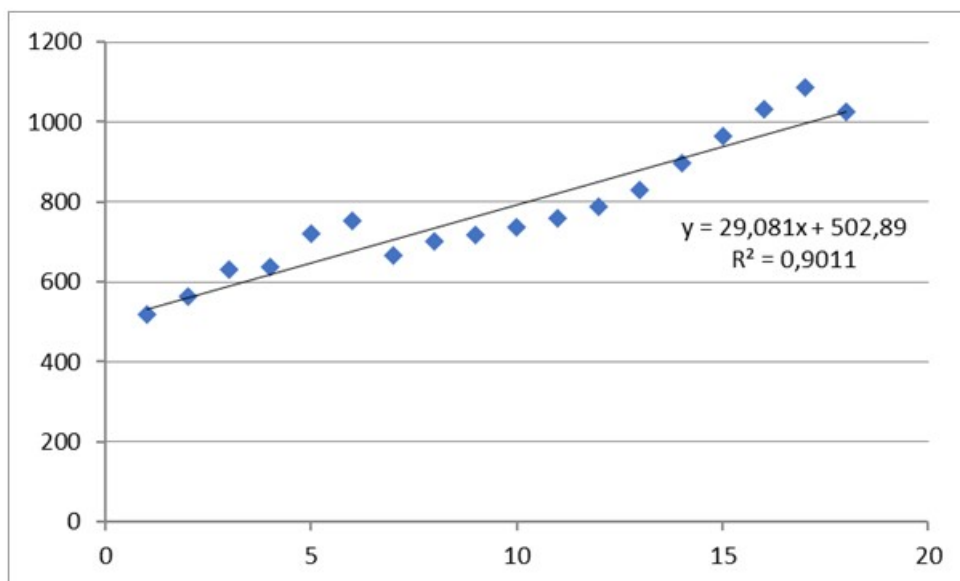
#### **5.1.1 Odvození trendové funkce zvolené endogenní proměnné**

Hledaná rovnice trendové funkce pro endogenní proměnnou  $y_{1t}$  má tvar:

$$y_{1t} = 502,89 + 29,081 \cdot t, \text{ kde } t \text{ je časový vektor (časová proměnná)}$$

Interpretace parametru časového vektoru: Každý rok se zvýší inkaso daňových příjmů  $y_{1t}$  průměrně o 29,081 jednotek (mld. Kč/rok).

*Graf 11:* Vlastní zpracování trendové funkce pro inkaso daňových příjmů



*Zdroj:* Vlastní zpracování v SW Excel, podkladová data použita z časových řad ARAD, portálu ČNB

## 5.1.2 Podkladová data

Tabulka 8: Podkladová data v SW Excel

|                            |      | Inkaso daňových příjmů | Jednotkový vektor | Vývoj reálného HDP | Obecná míra nezaměstnanosti | Index nominální mzdy |
|----------------------------|------|------------------------|-------------------|--------------------|-----------------------------|----------------------|
|                            |      | IDP                    | JV                | HDP                | MN                          | INM                  |
| Pozorování                 | Rok  | $Y_{1t}$               | $x_{1t}$          | $x_{2t}$           | $x_{3t}$                    | $x_{4t}$             |
| 1                          | 2003 | 519,6                  | 1                 | 103,6              | 7,8                         | 105,8                |
| 2                          | 2004 | 562,1                  | 1                 | 104,8              | 8,3                         | 106,3                |
| 3                          | 2005 | 631,3                  | 1                 | 106,6              | 7,9                         | 105,0                |
| 4                          | 2006 | 638                    | 1                 | 106,8              | 7,1                         | 106,6                |
| 5                          | 2007 | 721,9                  | 1                 | 105,6              | 5,3                         | 107,2                |
| 6                          | 2008 | 751,7                  | 1                 | 102,7              | 4,4                         | 107,8                |
| 7                          | 2009 | 666,1                  | 1                 | 95,3               | 6,7                         | 103,3                |
| 8                          | 2010 | 700,65                 | 1                 | 102,4              | 7,3                         | 102,2                |
| 9                          | 2011 | 716,91                 | 1                 | 101,8              | 6,7                         | 102,5                |
| 10                         | 2012 | 735,55                 | 1                 | 99,2               | 7,0                         | 102,5                |
| 11                         | 2013 | 759,24                 | 1                 | 100,0              | 7,0                         | 99,9                 |
| 12                         | 2014 | 788,77                 | 1                 | 102,3              | 6,1                         | 102,9                |
| 13                         | 2015 | 828,48                 | 1                 | 105,4              | 5,0                         | 103,2                |
| 14                         | 2016 | 897,6                  | 1                 | 102,5              | 4,0                         | 104,4                |
| 15                         | 2017 | 963,21                 | 1                 | 105,2              | 2,9                         | 106,8                |
| 16                         | 2018 | 1030,83                | 1                 | 103,2              | 2,2                         | 108,1                |
| 17                         | 2019 | 1086,18                | 1                 | 103,0              | 2,0                         | 107,9                |
| 18                         | 2020 | 1026,686               | 1                 | 94,2               | 2,6                         | 103,1                |
| <b>Celkem</b>              |      | 14024,806              | 18                | 1844,6             | 100,266                     | 1885,500             |
| <b>Průměr</b>              |      | 779,156                | 1                 | 102,4778           | 5,570                       | 104,750              |
| <b>suma x2</b>             |      | 11382233,632           | 18                | 189236,8           | 632,805                     | 197604,690           |
| <b>Rozptyl</b>             |      | 25262,414              | 0                 | 11,5               | 4,127                       | 5,476                |
| <b>Směrodatná odchylka</b> |      | 158,942                | 0                 | 3,3854             | 2,032                       | 2,340                |

Zdroje dat: ARAD ČNB, <http://www.czso.cz>, <https://www.mfcr.cz/cs/verejny-sektor/dane/danove-a-celni-statistiky/zpravy-o-cinnosti-financni-a-celni-sprav>

### Deskriptivní statistika

Statistickými veličinami, které jsou v tabulce podkladových údajů používány (vypočítány v SW Excel), jsou prostý aritmetický průměr a směrodatná odchylka.

Aritmetický průměr, kde  $\bar{x} = \frac{\sum x_i}{n}$ , udává střední hodnotu proměnných ze všech jednotek

statistického souboru. Směrodatná odchylka se počítá jako  $\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$  a vyjadřuje

rozptyl hodnot kolem střední hodnoty neboli uvádí, jak se hodnoty liší od průměru. Uvedené dvě statistické veličiny jsou využívány při výpočtech v modelu (Hindls, Fischer, Seger, Hronová, 2007).



Tabulka 9: Statistické veličiny získány pomocí SW Gretl

| Popisná statistika, za použití pozorování 2003–2020 |                     |                     |           |                      |
|---|---------------------|---------------------|-----------|----------------------|
| Proměnná  | Střední hodnota     | Medián              | Minimum   | Maximum              |
| I DP  | 779,156             | 743,625             | 519,600   | 1086,18              |
| HDP   | 102,478             | 102,850             | 94,2000   | 106,800              |
| MN  | 5,57034             | 6,38501             | 2,01534   | 8,29765              |
| INM   | 104,750             | 104,700             | 99,9000   | 108,100              |
| Proměnná  | Směrodatná odchylka | variační koeficient | Šikmost   | Standardní špičatost |
| I DP  | 163,549             | 0,209906            | 0,440541  | -0,748254            |
| HDP   | 3,48350             | 0,0339927           | -1,06954  | 0,550655             |
| MN  | 2,09044             | 0,375281            | -0,483607 | -1,17120             |
| INM   | 2,40789             | 0,0229870           | -0,170442 | -1,03694             |

Objem inkasa daňových příjmů byl v průměru na 779,156 mld. Kč, přičemž minimální objem byl na začátku sledovaného období v roce 2003 ve výši 519,6 mld. Kč a maximální ke konci období, a to 1 086,18 mld. Kč v roce 2019 (zajímavé je, že v roce 2020 došlo jenom k mírnému poklesu daňových příjmů ovlivněné celosvětovou pandemií koronaviru Covid-19 o 59,312 mld. Kč na 1 026,868 mld. Kč ve srovnání s předchozím rokem 2019). Směrodatná odchylka ukazuje průměrné odchýlení objemu od průměru 163,549 mld. Kč. Variační koeficient objemu inkasa daňových příjmů byl 20,99 %. Objem vývoje HDP byl v průměru 102,48 % s minimálním objemem 94,2 % v roce 2020 a maximálním 106,8 % v roce 2006. Průměrné odchýlení od průměru bylo v případě vývoje HDP 3,48 % a variační koeficient časové řady byl 3,4 %. Průměrná obecná míra nezaměstnanosti byla 5,57 %, minimální míra nezaměstnanosti byla 2,015 % v roce 2019 a maximální 8,3 % v roce 2004. Průměrné odchýlení obecné míry nezaměstnanosti od průměru bylo 2,09 % a variační koeficient časové řady byl 37,53 %. Průměrný index nominální mzdy za sledované období byl 104,75 %, minimální index nominální mzdy byl minus 99,9 % v roce 2013 (důsledek celosvětové hospodářské krize) a maximální 108,1 % v roce 2018. Průměrné odchýlení bylo u indexu nominální mzdy 2,41 % a variační koeficient 2,3 %.

### Korelační matice

Tabulka 10: Zpracování korelační matice v SW Excel

|    | y1       | x2       | x3       | x4 |
|----|----------|----------|----------|----|
| y1 | 1        |          |          |    |
| x2 | -0,22803 | 1        |          |    |
| x3 | -0,94411 | 0,155522 | 1        |    |
| x4 | 0,18092  | 0,510189 | -0,40971 | 1  |

Korelační matice obsahuje párové korelační koeficienty jednotlivých vysvětlujících proměnných, které podávají informaci o výskytu tzv. *multikolinearity* (tedy závislosti) mezi dvěma či více vysvětlujícími proměnnými v rovnici. *Multikolinearita* se v modelu vyskytuje tehdy, když hodnota párového koeficientu překročí v absolutní hodnotě 0,8. Korelační matice v přítomném modelu odhaluje závislost mezi proměnnými  $x_3$  a  $x_2$ ,  $x_4$  a

$x_{2t}$ ,  $x_{4t}$  a  $x_{3t}$ . Závislost mezi vysvětlovanou proměnnou  $y_1$  vysvětlující proměnnou  $x_{3t}$  nalevo v rovnici je hodnota párového korelačního koeficientu  $-0,94411$  a nevádí, naopak je žádoucí. V tomto případě se o multikolinearitu nejedná.

Uvedená korelační matice nevykazuje multikolinearitu mezi vysvětlujícími proměnnými párovými koeficienty  $x_{2t}$  a  $x_{3t}$ ,  $x_{4t}$  a  $x_{2t}$ ,  $x_{4t}$  a  $x_{3t}$ , korelační koeficient nepřekročil v absolutní hodnotě  $0,8$ . V případě, že bychom prokázali v modelu výskyt multikolinearity, tuto vysokou multikolinearitu lze odstranit například převedením jedné z korelovaných proměnných na postupné diference (následující hodnota – předchozí hodnota) nebo relativní odchylky (následující hodnota/předchozí hodnota), vyloučení jedné z korelovaných proměnných, ignorování multikolinearity (předpověď bude fungovat, ale nelze interpretovat jednotlivé parametry), náhrada daného vektoru proměnné, která způsobuje multikolinearitu, tzv. dummy proměnnou (Hančlová, 2012).

### 5.1.3 Odhad modelu BMNČ

Odhad parametrů gama běžnou metodou nejmenších čtverců vychází ze vzorce:

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

Tabulka 11: Podkladová data pro odhad parametrů BMNČ

| <b>Matice X</b> |       |       |       | <b>Vektor y</b> |
|-----------------|-------|-------|-------|-----------------|
| $x_1$           | $x_2$ | $x_3$ | $x_4$ | $y_1$           |
| 1               | 103,6 | 7,8   | 105,8 | 519,6           |
| 1               | 104,8 | 8,3   | 106,3 | 562,1           |
| 1               | 106,6 | 7,9   | 105   | 631,3           |
| 1               | 106,8 | 7,1   | 106,6 | 638             |
| 1               | 105,6 | 5,3   | 107,2 | 721,9           |
| 1               | 102,7 | 4,4   | 107,8 | 751,7           |
| 1               | 95,3  | 6,7   | 103,3 | 666,1           |
| 1               | 102,4 | 7,3   | 102,2 | 700,65          |
| 1               | 101,8 | 6,7   | 102,5 | 716,91          |
| 1               | 99,2  | 7,0   | 102,5 | 735,55          |
| 1               | 100   | 7,0   | 99,9  | 759,24          |
| 1               | 102,3 | 6,1   | 102,9 | 788,77          |
| 1               | 105,4 | 5,0   | 103,2 | 828,48          |
| 1               | 102,5 | 4,0   | 104,4 | 897,6           |
| 1               | 105,2 | 2,9   | 106,8 | 963,21          |
| 1               | 103,2 | 2,2   | 108,1 | 1030,83         |
| 1               | 103   | 2,0   | 107,9 | 1086,18         |
| 1               | 94,2  | 2,6   | 103,1 | 1026,686        |

## Odhad parametrů pomocí lineárního regresního jednorovnicového modelu běžné metody nejmenších čtverců (BMNČ) v Excelu

Tabulka 12: Podkladová data v Excelu

| ROK  | y1_IDP  | x1 | x2_HDP | x3_MN | x4_INM |
|------|---------|----|--------|-------|--------|
| 2003 | 519,6   | 1  | 103,6  | 7,8   | 105,8  |
| 2004 | 562,1   | 1  | 104,8  | 8,3   | 106,3  |
| 2005 | 631,3   | 1  | 106,6  | 7,9   | 105    |
| 2006 | 638     | 1  | 106,8  | 7,1   | 106,6  |
| 2007 | 721,9   | 1  | 105,6  | 5,3   | 107,2  |
| 2008 | 751,7   | 1  | 102,7  | 4,4   | 107,8  |
| 2009 | 666,1   | 1  | 95,3   | 6,7   | 103,3  |
| 2010 | 700,65  | 1  | 102,4  | 7,3   | 102,2  |
| 2011 | 716,91  | 1  | 101,8  | 6,7   | 102,5  |
| 2012 | 735,55  | 1  | 99,2   | 7,0   | 102,5  |
| 2013 | 759,24  | 1  | 100    | 7,0   | 99,9   |
| 2014 | 788,77  | 1  | 102,3  | 6,1   | 102,9  |
| 2015 | 828,48  | 1  | 105,4  | 5,0   | 103,2  |
| 2016 | 897,6   | 1  | 102,5  | 4,0   | 104,4  |
| 2017 | 963,21  | 1  | 105,2  | 2,9   | 106,8  |
| 2018 | 1030,83 | 1  | 103,2  | 2,2   | 108,1  |
| 2019 | 1086,18 | 1  | 103    | 2,0   | 107,9  |
| 2020 | 1026,69 | 1  | 94,2   | 2,6   | 103,1  |

Zdroje dat: ARAD ČNB, <http://www.czso.cz>, <https://www.mfcr.cz/cs/verejny-sektor/dane/danove-a-celni-statistiky/zpravy-o-cinnosti-financni-a-celni-sprav>

Model je odhadnutý binární metodou nejmenších čtverců, a to nejprve v SW Excel a následně také v SW Gretl.

### Výstupy odhadu v SW Excel

Tabulka 13: Matice  $X^T$

| $x^T$ | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1     | 1 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|---|
|       | 103,6 | 104,8 | 106,6 | 106,8 | 105,6 | 102,7 | 95,3  | 102,4 | 101,8 | 99,2  | 100,0 | 102,3 | 105,4 | 102,5 | 105,2 | 103,2 | 103,0 | 94,2  |   |
|       | 7,8   | 8,3   | 7,9   | 7,1   | 5,3   | 4,4   | 6,7   | 7,3   | 6,7   | 7,0   | 7,0   | 6,1   | 5,0   | 4,0   | 2,9   | 2,2   | 2,0   | 2,6   |   |
|       | 105,8 | 106,3 | 105   | 106,6 | 107,2 | 107,8 | 103,3 | 102,2 | 102,5 | 102,5 | 99,9  | 102,9 | 103,2 | 104,4 | 106,8 | 108,1 | 107,9 | 103,1 |   |

Tabulka 14: Matice X,  $(X^T * X)^{-1}$ , y,  $\gamma$

|                                       |            |               |                  |               |          |        |
|---------------------------------------|------------|---------------|------------------|---------------|----------|--------|
| <b>X</b>                              | 1          | 103,6         | 7,8              | 105,8         |          |        |
|                                       | 1          | 104,8         | 8,3              | 106,3         |          |        |
|                                       | 1          | 106,6         | 7,9              | 105           |          |        |
|                                       | 1          | 106,8         | 7,1              | 106,6         |          |        |
|                                       | 1          | 105,6         | 5,3              | 107,2         |          |        |
|                                       | 1          | 102,7         | 4,4              | 107,8         |          |        |
|                                       | 1          | 95,3          | 6,7              | 103,3         |          |        |
|                                       | 1          | 102,4         | 7,3              | 102,2         |          |        |
|                                       | 1          | 101,8         | 6,7              | 102,5         |          |        |
|                                       | 1          | 99,2          | 7,0              | 102,5         |          |        |
|                                       | 1          | 100           | 7,0              | 99,9          | <b>y</b> | 519,6  |
|                                       | 1          | 102,3         | 6,1              | 102,9         |          | 562,1  |
|                                       | 1          | 105,4         | 5,0              | 103,2         |          | 631,3  |
|                                       | 1          | 102,5         | 4,0              | 104,4         |          | 638    |
|                                       | 1          | 105,2         | 2,9              | 106,8         |          | 721,9  |
|                                       | 1          | 103,2         | 2,2              | 108,1         |          | 751,7  |
|                                       | 1          | 103           | 2,0              | 107,9         |          | 666,1  |
|                                       | 1          | 94,2          | 2,6              | 103,1         |          | 700,65 |
|                                       | <b>18</b>  | <b>1844,6</b> | <b>100,26608</b> | <b>1885,5</b> | 716,91   |        |
|                                       | 18         | 1844,6        | 100,26608        | 1885,5        | 735,55   |        |
|                                       | 1844,6     | 189236,8      | 10294,298        | 193294,6      | 759,24   |        |
| <b>X<sup>T</sup>*X</b>                | 100,266082 | 10294,2981    | 632,80504        | 10467,8126    | 788,77   |        |
|                                       | 1885,5     | 193294,6      | 10467,813        | 197604,69     | 828,48   |        |
|                                       |            |               |                  |               | 897,6    |        |
|                                       | 141,36394  | 0,05102242    | -0,730079        | -1,3600979    | 963,21   |        |
|                                       | 0,05102242 | 0,00835783    | -0,006102        | -0,0083392    | 1030,8   |        |
| <b>(X<sup>T</sup>*X)<sup>-1</sup></b> | -0,7300794 | -0,0061015    | 0,0206308        | 0,01184183    | 1086,2   |        |
|                                       | -1,3600979 | -0,0083392    | 0,0118418        | 0,02051277    | 1026,7   |        |

|   |  |            |                  |    |          |
|---|--|------------|------------------|----|----------|
|   |  | 14024,806  |                  |    |          |
|   |  | 1435022,41 |                  |    |          |
| <b>X<sup>T</sup>*y</b>                                |  | 72635,6184 |                  |    |          |
|   |  | 1470309,64 |                  |    |          |
|   |  |            |                  |    |          |
|   |  | 3025,25516 | <b>parametry</b> | y1 | 3025,255 |
|   |  | 4,92180892 |                  | y2 | 4,922    |
| <b>(X<sup>T</sup>*X)<sup>-1</sup> X<sup>T</sup>*y</b> |  | -85,3884   |                  | y3 | -85,388  |
|   |  | -21,716783 |                  | y4 | -21,717  |

### Výsledek odhadu:

Tabulka 15: Výsledek odhadu parametrů  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$ ,  $\gamma_3$  a  $\gamma_4$

|            |         |                             |
|------------|---------|-----------------------------|
| $\gamma_1$ | 3025,26 | Jednotkový vektor           |
| $\gamma_2$ | 4,922   | Vývoj HDP                   |
| $\gamma_3$ | -85,388 | Obecná míra nezaměstnanosti |
| $\gamma_4$ | -21,717 | Index nominální mzdy        |

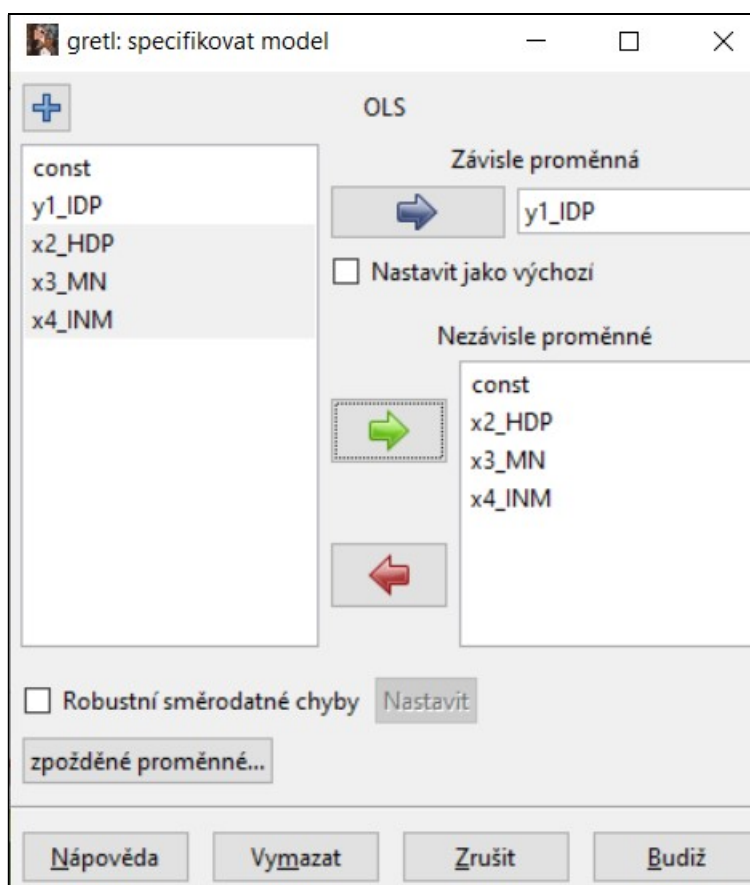
**Konečný zápis odhadnutých parametrů do rovnice modelu, odhadnutá podoba ekonometrického modelu:**

$$y_{1t} = 3025,26 + 4,922x_{2t} - 85,388x_{3t} - 21,717x_{4t} + u_{1t}$$

### 5.1.4 Odhad modelu v SW Gretl

#### Výstupy odhadu modelu v SW Gretl

Obrázek 1: Výstupy odhadu modelu v SW Gretl



Tabulka 15: Výstupy z odhadu modelu pro závislou proměnnou  $y_1$  (inkaso daňových příjmů) ze SW Gretl

Model 1: OLS, za použití pozorování 2003-2020 (T = 18)  
Závisle proměnná:  $y_1\_IDP$

|        | <i>Koeficient</i> | <i>Směr. chyba</i> | <i>t-podíl</i> | <i>p-hodnota</i> |     |
|--------|-------------------|--------------------|----------------|------------------|-----|
| const  | 3025,26           | 485,528            | 6,231          | 2,20e-05         | *** |
| x2_HDP | 4,92181           | 3,73329            | 1,3184         | 0,20855          |     |
| x3_MN  | -85,3884          | 5,86547            | -14,5578       | <0,00001         | *** |
| x4_INM | -21,7168          | 5,84867            | -3,7131        | 0,00232          | *** |

|                                  |           |
|----------------------------------|-----------|
| Střední hodnota závisle proměnné | 779,1559  |
| Součet čtverců reziduí           | 23346,32  |
| Koeficient determinace           | 0,948658  |
| F (3, 14)                        | 86,22743  |
| Logaritmus věrohodnosti          | -90,05130 |
| Schwarzovo kritérium             | 191,6641  |
| rho (koeficient autokorelace)    | 0,218855  |

|                                      |          |
|--------------------------------------|----------|
| Směrodatná odchylka závisle proměnné | 163,5495 |
| Směr. chyba regrese                  | 40,83619 |
| Adjustovaný koeficient determinace   | 0,937656 |
| P-hodnota (F)                        | 2,89e-09 |
| Akaikovo kritérium                   | 188,1026 |
| Hannan-Quinnovo kritérium            | 188,5937 |
| Durbin-Watsonova statistika          | 1,437405 |

Z použitých proměnných se ukázaly jako statisticky významné proměnné, tj. jednotkový vektor, míra nezaměstnanosti a index nominální mzdy. Jako statisticky nevýznamnou proměnnou je vývoj HDP.

***Konečná, odhadnutá podoba ekonometrického modelu:***

$$y_{1t} = 3025,26 + 4,92181x_{2t} - 85,3884x_{3t} - 21,7168x_{4t} + u_{1t}$$

### 5.1.5 Ekonomická verifikace modelu

V rámci ekonomické verifikace se posuzuje zejména směr a intenzita působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou. Ověřuje se správnost znamének a velikost číselných hodnot odhadnutých parametrů.

Tabulka uvedená níže porovnává výstupy z modelu s předpoklady, které byly stanoveny jako teoretická východiska modelu.

Tabulka 16: Porovnání výstupů z modelu s předpoklady

| Parametr   | Hodnota  | Interpretace   | Srovnání s předpoklady  |
|------------|----------|--|---|
| $\gamma_1$ | 3025,26  | Pokud budou ostatní proměnné rovny nule, inkaso daňových příjmů bude rovno 3025,26 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.                  | Parametr $\gamma_1$ odpovídá ekonomické verifikaci, protože hodnota konstanty by měla být kladná.   |
| $\gamma_2$ | 4,92181  | Pokud vzroste HDP o jednotku (%), vzroste inkaso daňových příjmů o 4,92181 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.                          | Parametr $\gamma_2$ odpovídá ekonomické verifikaci, protože s rostoucím HDP by mělo docházet k růstu inkasa daňových příjmů.                            |
| $\gamma_3$ | -85,3884 | Pokud obecná míra nezaměstnanosti vzroste o jednotku (%), inkaso daňových příjmů se sníží o 85,3884 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus. | Parametr $\gamma_3$ odpovídá ekonomické verifikaci, protože s rostoucí obecnou mírou nezaměstnanosti by mělo docházet k poklesu inkasa daňových příjmů. |
| $\gamma_4$ | -21,7168 | Pokud vzroste index nominální mzdy (%), inkaso daňových příjmů se sníží o 21,7168 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.                   | Parametr $\gamma_4$ neodpovídá ekonomické verifikaci, protože s rostoucím indexem nominální mzdy by mělo docházet k růstu inkasa daňových příjmů.       |

### 5.1.6 Statistická verifikace modelu

#### *Testování významnosti odhadnutých parametrů*

Statistická významnost jednotlivých strukturálních parametrů se hodnotí t-testem. Výpočty v tabulce byly provedeny v software Excel a následně v prostředí SW Gretl. Kritériem významnosti je pak podmínka: vypočtená t – hodnota > t – tabulková.







## Těsnost závislosti v SW Gretl

Tabulka 18: Těsnost závislosti v SW Gretl

|         |          |
|---------|----------|
| $S^2_u$ | 1297,018 |
| $S^2_y$ | 25262,41 |
| $R^2$   | 0,948658 |

Výsledek lze interpretovat tak, že inkaso daňových příjmů je z 94,87 % vysvětleno změnami vysvětlujících proměnných v modelu, tj. dle vypočteného vícenásobného koeficientu determinace se podařilo inkaso daňových příjmů vysvětlit změnami zahrnutých proměnných z 94,87 %.

### F-test modelu

p-hodnota = 2,89e-09      p-hodnota < 0,01      zamítá se  $H_0$

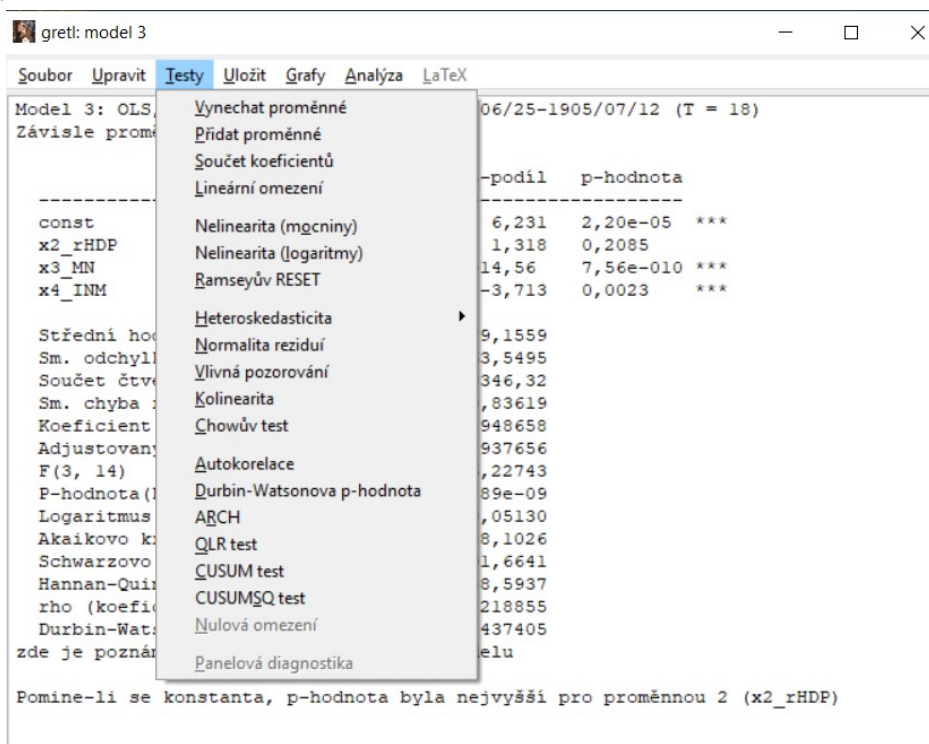
Model jako celek je vyhodnocen jako statisticky významný na hladině spolehlivosti.

### 5.1.7 Ekonometrická verifikace modelu

Model je postoupen ekonometrické verifikaci, a to testováním nepřítomnosti autokorelace, heteroskedasticity a přítomnosti normálního rozdělení reziduí.

V rámci ekonometrické verifikace modelu inkasa daňových příjmů otestujeme přítomnost autokorelace (Breusch-Godfreyův test), heteroskedasticity (Breuch-Paganův test) a normality reziduí (Chí kvadrát test).

Obrázek 2: Ekonometrická verifikace modelu v SW Gretl



## Autokorelace reziduí v SW Gretl:

### Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu  
OLS, za použití pozorování 2003-2020 (T = 18)  
Závisle proměnná: uhat

|        | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota |
|--------|------------|-------------|---------|-----------|
| const  | -133,523   | 512,649     | -0,2605 | 0,7986    |
| HDP    | -0,874331  | 3,89385     | -0,2245 | 0,8258    |
| MN     | 1,68292    | 6,21719     | 0,2707  | 0,7909    |
| INM    | 2,03982    | 6,33861     | 0,3218  | 0,7527    |
| uhat_1 | 0,255962   | 0,291614    | 0,8777  | 0,3960    |

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,055948

Testovací statistika: LMF = 0,770428,  
s p-hodnotou =  $P(F(1,13) > 0,770428) = 0,396$

Alternativní statistika:  $TR^2 = 1,007064$ ,  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 1,00706) = 0,316$

Ljung-Box Q' = 1,01175,  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 1,01175) = 0,314$

Zdroj: SW Gretl

p-hodnota = 0,314

Testované hypotézy

H0: v modelu není přítomná autokorelace reziduí

H1: v modelu je přítomná autokorelace reziduí

Výsledná p-hodnota Breusch-Godfreyova testu autokorelace vyšla  $p = 0,314$  (větší než hladina významnosti 0,05), tudíž nulovou hypotézu nelze zamítnout, a tedy v modelu není přítomná autokorelace reziduí.

## Heteroskedasticita v SW Gretl:

### Breusch-Paganův test heteroskedasticity

Breusch-Paganův test heteroskedasticity  
OLS, za použití pozorování 2003-2020 (T = 18)  
Závisle proměnná: škálované uhat<sup>2</sup>

|       | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota |    |
|-------|------------|-------------|---------|-----------|----|
| const | -26,2032   | 11,6677     | -2,246  | 0,0414    | ** |
| HDP   | -0,0253598 | 0,0897147   | -0,2827 | 0,7816    |    |
| MN    | 0,0172458  | 0,140953    | 0,1224  | 0,9044    |    |
| INM   | 0,283589   | 0,140549    | 2,018   | 0,0632    | *  |

Vysvětlený součet čtverců = 6,67545

Testovací statistika: LM = 3,337727,  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chi-kvadrát}(3) > 3,337727) = 0,342426$

Zdroj: SW Gretl

p-hodnota = 0,342426

Testované hypotézy

H0: v modelu není přítomná heteroskedasticita

H1: v modelu je přítomná heteroskedasticita

Výsledná p-hodnota testu heteroskedasticity vyšla  $p = 0,342426$ . Nulovou hypotézu nelze zamítnout na hladině významnosti 0,05. Náhodná složka modelu není heteroskedastická.

### Normalita reziduí – chí kvadrát test v SW Gretl:

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-18  
počet tříd = 7, střední hodnota =  $-1,7053e-013$ , so = 40,8362

| interval          | střed   | frequence | rel.   | kum.    |       |
|-------------------|---------|-----------|--------|---------|-------|
| < -51,868         | -62,884 | 2         | 11,11% | 11,11%  | ***   |
| -51,868 - -29,836 | -40,852 | 2         | 11,11% | 22,22%  | ***   |
| -29,836 - -7,8046 | -18,820 | 4         | 22,22% | 44,44%  | ***** |
| -7,8046 - 14,227  | 3,2113  | 4         | 22,22% | 66,67%  | ***** |
| 14,227 - 36,259   | 25,243  | 1         | 5,56%  | 72,22%  | *     |
| 36,259 - 58,290   | 47,275  | 4         | 22,22% | 94,44%  | ***** |
| >= 58,290         | 69,306  | 1         | 5,56%  | 100,00% | *     |

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:  
Chí-kvadrát(2) = 0,102 s p-hodnotou 0,95010

Zdroj: SW Gretl

p-hodnota = 0,9501

Testování hypotéz

H0: náhodné chyby jsou normálně rozdělené

H1: náhodné chyby nejsou normálně rozdělené

Výsledná p-hodnota testu normality reziduí vyšla 0,9501. Nulovou hypotézu nelze zamítnout na hladině významnosti 0,05. Náhodná složka má normální rozdělení.

### Testy přítomnosti autokorelace, heteroskedasticity a normality v jednorovnicovém modelu ze SW GRETL.

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,770428

s p-hodnotou =  $P(F(1,13) > 0,770428) = 0,396017$

Breusch-Paganův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 3,33773

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(3) > 3,33773) = 0,342426$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 0,102378

s p-hodnotou = 0,950099

P-hodnoty testu autokorelace, heteroskedasticity a normality reziduí se nacházejí nad hladinou 0,05, proto nelze zamítnout nulové hypotézy. V modelu se nevyskytuje autokorelace reziduí, heteroskedasticita a rezidua jsou v modelu normálně rozdělena.

## 5.2 Aplikace modelu lineárně regresního modelu

### 5.2.1 Výpočet a interpretace průměrných pružností

#### *Výpočet pružností pro rok 2020*

Pro výpočet slouží následující data z tabulky a výsledná rovnice ekonometrického modelu:

|            |                 |
|------------|-----------------|
| $\gamma_1$ | <b>3025,255</b> |
| $\gamma_2$ | <b>4,921809</b> |
| $\gamma_3$ | <b>-85,3884</b> |
| $\gamma_4$ | <b>-21,7168</b> |

|             | $y_{1t}$ | $x_{1t}$ | $x_{2t}$ | $x_{3t}$ | $x_{4t}$ | <b>odhad y</b> |
|-------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------------|
| <b>2020</b> | 1026,69  | 1        | 94,2     | 2,6      | 103,1    | 1032,104       |

$$y_{1t} = 3025,255 + 4,921809x_{2t} - 85,3884x_{3t} - 21,7168x_{4t} + u_{1t}$$

$$e_{ii} = \frac{\partial y}{\partial x_i} \times \frac{x_i}{y} = 4,9218 * 94,2/1032,104 = 0,44921273\%$$

$$e_{ij} = \frac{\partial y}{\partial x_j} \times \frac{x_j}{y} = -85,388 * 2,6/1032,104 = - 0,21101051 \%$$

$$E = \frac{\partial y}{\partial x_j} \times \frac{x_j}{y} = -21,717 * 103,1/1032,104 = - 2,16935472 \%$$

## Výpočet pružností pro rok 2020 v SW Excel

Tabulka 19: Výpočet pružnosti pro rok 2020 v SW Excel

|  | I_DP     | HDP   | MN       | INM   |  | Koeficient         |
|--|----------|-------|----------|-------|--|--------------------|
| 2003                                   | 519,6    | 103,6 | 7,8      | 105,8 |  | 3025,255           |
| 2004                                   | 562,1    | 104,8 | 8,3      | 106,3 |  | 4,921809           |
| 2005                                   | 631,3    | 106,6 | 7,9      | 105   |  | -85,3884           |
| 2006                                   | 638      | 106,8 | 7,1      | 106,6 |  | -21,71678          |
| 2007                                   | 721,9    | 105,6 | 5,3      | 107,2 |  |                    |
| 2008                                   | 751,7    | 102,7 | 4,4      | 107,8 |  |                    |
| 2009                                   | 666,1    | 95,3  | 6,7      | 103,3 |  |                    |
| 2010                                   | 700,65   | 102,4 | 7,3      | 102,2 |  |                    |
| 2011                                   | 716,91   | 101,8 | 6,7      | 102,5 |  |                    |
| 2012                                   | 735,55   | 99,2  | 7,0      | 102,5 |  |                    |
| 2013                                   | 759,24   | 100   | 7,0      | 99,9  |  |                    |
| 2014                                   | 788,77   | 102,3 | 6,1      | 102,9 |  |                    |
| 2015                                   | 828,48   | 105,4 | 5,0      | 103,2 |  |                    |
| 2016                                   | 897,6    | 102,5 | 4,0      | 104,4 |  |                    |
| 2017                                   | 963,21   | 105,2 | 2,9      | 106,8 |  |                    |
| 2018                                   | 1030,83  | 103,2 | 2,2      | 108,1 |  |                    |
| 2019                                   | 1086,18  | 103   | 2,0      | 107,9 |  |                    |
| 2020                                   | 1026,686 | 94,2  | 2,6      | 103,1 |  |                    |
| odhad inkasa daňových příjmů v 2020    |          |       | 1032,104 |       |  |                    |
| <b>Výsledné pružnosti pro rok 2020</b> |          |       |          |       |  |                    |
| Elasticita vývoje HDP                  |          |       | eij      |       |  | <b>0,44921273</b>  |
| Elasticita obecné míry nezaměstnanosti |          |       | eii      |       |  | <b>-0,21101051</b> |
| Elasticita indexu nominální mzdy       |          |       | E        |       |  | <b>-2,16935472</b> |

### Interpretace:

Když se zvýší HDP o 1 %, zvýší se inkaso daňových příjmů o 0,449 % za podmínek ceteris paribus pro rok 2020.

Když se zvýší obecná míra nezaměstnanosti o 1 %, sníží se inkaso daňových příjmů o 0,211 % za podmínek ceteris paribus pro rok 2020.

Když se zvýší index nominální mzdy o 1 %, sníží se inkaso daňových příjmů o 2,169 % za podmínek ceteris paribus pro rok 2020.

Největší vliv na danou vysvětlovanou proměnnou má proměnná vývoj HDP.

### 5.2.2 Simulace definovaných scénářů

Stoupne-li za podmínek ceteris paribus HDP o 5 % oproti HDP v roce 2020, tak se zvýší inkaso daňových příjmů v ČR o 2,245 %.

$$\Delta x_3 \text{ 1 \%} \dots \Delta y_1 \text{ (\%)}$$

$$\underline{\Delta x_3 \text{ 5 \%} \dots \Delta y_1?}$$

$$x = 5 * 0,449 = 2,245 \%$$

Klesne-li za podmínek ceteris paribus míra nezaměstnanosti o 5 % oproti míře nezaměstnanosti v roce 2020, tak klesne inkaso daňových příjmů v ČR o 0,325 %.

$$\Delta x_2 \text{ 1 \%} \dots \Delta y_1 \text{ (- 0,211 \%)}$$

$$\underline{\Delta x_2 \text{ 5 \%} \dots \Delta y_1?}$$

$$x = 5 * (- 0,211) = - 0,325 \%$$

Aby se inkaso daňových příjmů v ČR zvýšilo na 1027 mld. Kč/rok, musel by index nominální mzdy se zvýšit o 2,91 % za podmínek ceteris paribus.

$$y' = 1027 \text{ mld. Kč} \quad y \text{ teoretické} = 1032,104 \text{ mld. Kč} \quad \underline{\Delta y_1 = ?}$$

$$\Delta y_1 = y' - y = 1027 - 1026,686 = 0,3$$

$$0,3/1032,104 * 100 = 0,0291$$

$$0,0291 * (-2,169) * 100 = -6,312 \%$$

$$\Delta x_4 = ?$$

$$\Delta x_4 = 1/(-2,169) * (-6,312) = 2,91 \%$$



## 5.3 Ekonomický model a ekonometrický model v mocninné podobě

### 5.3.1 Upravená podkladová data

Matice X a vektor y

Tabulka 20: Upravená podkladová data v mocninné podobě

| Rok  | ln y1    | x1 | ln x2    | ln x3    | ln x4    |
|------|----------|----|----------|----------|----------|
| 2003 | 6,253059 | 1  | 4,640537 | 2,051185 | 4,661551 |
| 2004 | 6,33168  | 1  | 4,652054 | 2,115973 | 4,666265 |
| 2005 | 6,447781 | 1  | 4,669084 | 2,070268 | 4,65396  |
| 2006 | 6,458338 | 1  | 4,670958 | 1,965872 | 4,669084 |
| 2007 | 6,581887 | 1  | 4,659658 | 1,670687 | 4,674696 |
| 2008 | 6,622337 | 1  | 4,631812 | 1,479908 | 4,680278 |
| 2009 | 6,50144  | 1  | 4,55703  | 1,896436 | 4,637637 |
| 2010 | 6,552008 | 1  | 4,628887 | 1,985326 | 4,626932 |
| 2011 | 6,57495  | 1  | 4,62301  | 1,905891 | 4,629863 |
| 2012 | 6,600619 | 1  | 4,597138 | 1,942938 | 4,629863 |
| 2013 | 6,632318 | 1  | 4,60517  | 1,939203 | 4,60417  |
| 2014 | 6,670475 | 1  | 4,62791  | 1,809585 | 4,633758 |
| 2015 | 6,719593 | 1  | 4,657763 | 1,618996 | 4,636669 |
| 2016 | 6,799725 | 1  | 4,629863 | 1,374555 | 4,64823  |
| 2017 | 6,870271 | 1  | 4,655863 | 1,062131 | 4,670958 |
| 2018 | 6,93812  | 1  | 4,636669 | 0,809086 | 4,683057 |
| 2019 | 6,990422 | 1  | 4,634729 | 0,700789 | 4,681205 |
| 2020 | 6,934091 | 1  | 4,54542  | 0,936297 | 4,635699 |

### 5.3.2 Odhad modelu

Tabulka 21: Odhad modelu v SW Gretl

```
Model 5: OLS, za použití pozorování 1905/06/25-1905/07/12 (T = 18)
Závisle proměnná: l_I_DP

-----
                koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const           22,6336         2,61364         8,660     5,38e-07   ***
l_HDP            1,10396         0,439530         2,512     0,0249    **
l_MN             -0,519531        0,0316160       -16,43    1,51e-010  ***
l_prijem        -4,35564         0,729311        -5,972     3,41e-05   ***

Střední hodnota závisle proměnné      6,637729
Sm. odchylka závisle proměnné         0,207941
Součet čtverců reziduí                  0,031375
Sm. chyba regrese                       0,047340
Koeficient determinace                  0,957317
Adjustovaný koeficient determinace      0,948171
F(3, 14)                                104,6673
P-hodnota(F)                           7,96e-10
Logaritmus věrohodnosti                 31,62817
Akaikovo kritérium                      -55,25633
Schwarzovo kritérium                    -51,69485
Hannan-Quinnovo kritérium               -54,76525
rho (koeficient autokorelace)           -0,001160
Durbin-Watsonova statistika              1,381478
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu
```

**Odhadnutá linearizovaná podoba mocinné funkce prostřednictvím BMNČ je následující:**

$$\ln y_1 = 22,6336 + 1,10396 \ln x_2 - 0,519531 \ln x_3 - 4,35564 \ln x_4$$

**Mocinná podoba jednorovnicového modelu:**

$$y_1 = 6,755e+09 * x_2^{1,10396} * x_3^{-0,519531} * x_4^{-4,35564}$$

### 5.3.3 Ekonomická interpretace parametrů

Tabulka 22: Ekonomická interpretace parametrů

| Parametr   | Hodnota           | Interpretace  | Srovnání s předpoklady |
|------------|-------------------|---|------------------------|
| $\gamma_1$ | <b>22,6336</b>    | Pokud budou ostatní proměnné rovny nule, inkaso daňových příjmů bude rovno 22,6336 mld. Kč za podmínek ceteris paribus. | Očekávané              |
| $\gamma_2$ | <b>1,10396</b>    | Pokud HDP vzroste o 1 %, vzroste inkaso daňových příjmů o 1,10396 % za podmínek ceteris paribus.                        | Očekávané              |
| $\gamma_3$ | <b>- 0,519531</b> | Pokud míra nezaměstnanosti vzroste o 1 %, se inkaso daňových příjmů sníží o 0,519531 % za podmínek ceteris paribus.     | Očekávané              |
| $\gamma_4$ | <b>- 4,35564</b>  | Pokud vzroste index nominální mzdy o 1 %, sníží se inkaso daňových příjmů o 4,35564 % za podmínek ceteris paribus.      | Neočekávané            |

### 5.3.4 Statistická a ekonometrická verifikace z výstupu SW Gretl

#### Statistická verifikace

#### Těsnost závislosti

$$R^2 = 0,957$$

Výsledek lze interpretovat tak, že změna inkasa daňových příjmů v ČR je z 96 % vysvětlena změnami nezávisle proměnných v modelu.

## Testování významnosti odhadnutých parametrů

Jako statisticky významný na hladině významnosti 0,05 vychází všechny proměnné včetně jednotkového vektoru ( $x_1$ ) a proměnné  $x_2$  (vývoj HDP),  $x_3$  (obecná míra nezaměstnanost) a  $x_4$  (index nominální mzdy).

### *Ekonometrická verifikace modelu*

#### **Autokorelace reziduí v SW Gretl:**

##### Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu  
OLS, za použití pozorování 2003-2020 (T = 18)  
Závisle proměnná: uhat

|        | koeficient   | směr. chyba | t-podíl   | p-hodnota |
|--------|--------------|-------------|-----------|-----------|
| const  | 0,00467455   | 2,90983     | 0,001606  | 0,9987    |
| l_HDP  | 0,000273552  | 0,460271    | 0,0005943 | 0,9995    |
| l_MN   | -4,69447e-05 | 0,0344740   | -0,001362 | 0,9989    |
| l_INM  | -0,00126014  | 0,808400    | -0,001559 | 0,9988    |
| uhat_1 | -0,00137353  | 0,309641    | -0,004436 | 0,9965    |

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,000002

Testovací statistika: LMF = 0,000020,  
s p-hodnotou =  $P(F(1,13) > 1,9677e-005) = 0,997$

Alternativní statistika:  $TR^2 = 0,000027$ ,  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 2,7245e-005) = 0,996$

Ljung-Box  $Q' = 2,57161e-005$ ,  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 2,57161e-005) = 0,996$

Zdroj: SW Gretl

p-hodnota = 0,996

Testované hypotézy

H0: v modelu není přítomná autokorelace reziduí

H1: v modelu je přítomná autokorelace reziduí

Výsledná p-hodnota Breusch-Godfreyova testu autokorelace vyšla  $p = 0,996$  (větší než hladina významnosti 0,05), tudíž nulovou hypotézu nelze zamítnout, a tedy v modelu není přítomná autokorelace reziduí.

## Heteroskedasticita v SW Gretl:

### Breusch-Paganův test heteroskedasticity

Breusch-Paganův test heteroskedasticity  
OLS, za použití pozorování 2003-2020 (T = 18)  
Závisle proměnná: škálované uhat^2

|       | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota |
|-------|------------|-------------|---------|-----------|
| const | -97,8739   | 135,631     | -0,7216 | 0,4824    |
| l_HDP | -19,4708   | 22,8086     | -0,8537 | 0,4077    |
| l_MN  | 2,47931    | 1,64066     | 1,511   | 0,1530    |
| l_INM | 39,7662    | 37,8463     | 1,051   | 0,3112    |

Vysvětlený součet čtverců = 13,9678

Testovací statistika: LM = 6,983896,  
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(3) > 6,983896) = 0,072413

Zdroj: SW Gretl

p-hodnota = 0,072413

### Testované hypotézy

H0: v modelu není přítomná heteroskedasticita

H1: v modelu je přítomná heteroskedasticita

Výsledná p-hodnota testu heteroskedasticity vyšla  $p = 0,072413$ . Nulovou hypotézu nelze zamítnout na hladině významnosti 0,05. Náhodná složka modelu není heteroskedastická.

## Normalita reziduí – chí kvadrát test v SW Gretl:

Frekvenční rozdělení pro uhat3, poz. 1-18  
počet tříd = 7, střední hodnota = 2,02307e-015, so = 0,0473399

| interval              | střed      | frequence | rel.   | kum.         |
|-----------------------|------------|-----------|--------|--------------|
| < -0,11705            | -0,13382   | 1         | 5,56%  | 5,56% *      |
| -0,11705 - -0,083515  | -0,10028   | 0         | 0,00%  | 5,56%        |
| -0,083515 - -0,049980 | -0,066747  | 0         | 0,00%  | 5,56%        |
| -0,049980 - -0,016444 | -0,033212  | 3         | 16,67% | 22,22% ***** |
| -0,016444 - 0,017091  | 0,00032356 | 8         | 44,44% | 66,67% ***** |
| 0,017091 - 0,050627   | 0,033859   | 4         | 22,22% | 88,89% ***** |
| >= 0,050627           | 0,067394   | 2         | 11,11% | 100,00% ***  |

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:  
Chí-kvadrát(2) = 9,517 s p-hodnotou 0,00858

Zdroj: SW Gretl

p-hodnota = 0,00858

### Testování hypotéz

H0: náhodné chyby nejsou normálně rozdělené

H1: náhodné chyby jsou normálně rozdělené

Výsledná p-hodnota testu normality reziduí vyšla 0,00858. Nulovou hypotézu nelze zamítnout na hladině významnosti 0,005. Náhodná složka má normální rozdělení, v modelu není přítomna nenormalita reziduí.

### **Testy přítomnosti autokorelace, heteroskedasticity a normality v mocinném modelu se SW Gretl.**

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 1,9677e-005

s p-hodnotou =  $P(F(1,13) > 1,9677e-005) = 0,996528$

Breusch-Paganův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 6,9839

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(3) > 6,9839) = 0,0724129$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 9,51731

s p-hodnotou = 0,00857715

P-hodnoty testu autokorelace a heteroskedasticity se nacházejí nad hladinou 0,05, v případě testu normality reziduí nad hladinou 0,005, proto nelze zamítnout nulové hypotézy. V modelu se nevyskytuje autokorelace reziduí, heteroskedasticita a rezidua jsou v modelu normálně rozdělena.

## 6 Simultánní model

### 6.1 Ekonomický model a ekonometrický model

#### *Teoretická východiska*

Simultánní model je vytvořen rozvinutím jednorovnicového modelu. Dvourovnicový simultánní model se zaměřuje na zkoumání inkasa daňových příjmů v ČR v závislosti na nedoplatcích na daních v letech 2003–2020. Druhou vysvětlovanou proměnou jsou v tomto modelu kumulované nedoplatky na daních. Endogenními proměnnými jsou tedy inkaso daňových příjmů v České republice v mld. Kč za rok a vývoj nedoplatků na daních v mld. Kč za rok a exogenními proměnnými jsou roční vývoj HDP (%), vývoj HDP minulého roku v % (pro dynamizaci modelu), doměřená daň na základě postupu k odstranění pochybností dle § 89 daňového řádu (dále jen „POP“) a doměřená daň na základě daňové kontroly (dále jen „DK“) v mld. Kč za rok, obecná míra nezaměstnanosti (%) a vývoj indexu nominální mzdy (%).

#### *Deklarace proměnných*

endogenní proměnné (vysvětlované):

$y_{1t}$  = inkaso daňových příjmů v mld. Kč/rok

$y_{2t}$  = vývoj nedoplatků na daních v mld. Kč/rok

exogenní proměnné (vysvětlující):

$x_{1t}$  = jednotkový vektor

$x_{2t}$  = vývoj HDP (%)

$x_{2(t-1)}$  = vývoj HDP minulého roku (%)

$x_{3t}$  = doměření daně po POP a DK v mld. Kč/rok

$x_{4t}$  = obecná míra nezaměstnanosti (%)

$x_{5t}$  = index nominální mzdy (%)

stochastická proměnná

$u_1$  = náhodná proměnná v mld. Kč/rok

$u_2$  = náhodná proměnná v mld. Kč/rok

#### *Formulace ekonomického modelu*

$$y_{1t} = fce(y_{2t}, x_{1t}, x_{2(t-1)}, x_{3t}, x_{4t})$$

$$y_{2t} = fce(y_{1t}, x_{1t}, x_{2t}, x_{5t})$$

#### *Zápis ekonometrického modelu*

$$y_{1t} = \beta_{12} y_{2t} + \gamma_{11} x_{1t} + \gamma_{12}^* x_{2(t-1)} + \gamma_{13} x_{3t} + \gamma_{14} x_{4t} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = \beta_{21} y_{1t} + \gamma_{21} x_{1t} + \gamma_{22} x_{2t} + \gamma_{25} x_{5t} + u_{2t}$$

**1. rovnice** vyjadřuje závislost daňových příjmů v ČR na vývoji nedoplatků na daních, vývoji HDP předešlého roku, doměření daně a na obecné míře nezaměstnanosti.

**Formulace ekonomického modelu**

$$y_{1t} = fce (y_{2t}, x_{1t}, x_{2(t-1)}, x_{3t}, x_{4t})$$

**Zápis ekonometrického modelu**

$$y_{1t} = \beta_{12} y_{2t} + \gamma_{11} x_{1t} + \gamma^*_{12} x_{2(t-1)} + \gamma_{13} x_{3t} + \gamma_{14} x_{4t} + u_{1t}$$

Tabulka 23: Předpokládané závislosti pro první rovnici

| Parametr        | Předpokládaná závislost | Komentář   |
|-----------------|-------------------------|--|
| $\beta_{12}$    | Nepřímá                 | Růst nedoplatků na daních způsobí snížení inkasa daňových příjmů.  |
| $\gamma_{11}$   | Přímá                   | Za předpokladu, že ostatní proměnné v modelu budou rovny nule, inkaso daňových příjmů bude kladné číslo. |
| $\gamma^*_{12}$ | Přímá                   | Růst HDP minulého roku způsobí zvýšení inkasa daňových příjmů v ČR v současném roce.                     |
| $\gamma_{13}$   | Přímá                   | Růst doměření daně způsobí růst inkasa daňových příjmů.  |
| $\gamma_{14}$   | Nepřímá                 | Růst obecné míry nezaměstnanosti způsobí snížení inkasa daňových příjmů v ČR.                            |

**2. rovnice** vyjadřuje závislost nedoplatků na inkasu daňových příjmů v ČR, na vývoji HDP a na indexu nominální mzdy.

**Formulace ekonomického modelu**

$$y_{2t} = fce (y_{1t}, x_{1t}, x_{2t}, x_{5t})$$

**Zápis ekonometrického modelu**

$$y_{2t} = \beta_{21} y_{1t} + \gamma_{21} x_{1t} + \gamma_{22} x_{2t} + \gamma_{25} x_{5t} + u_{2t}$$

Tabulka 24: Předpokládané závislosti pro druhou rovnici

| Parametr      | Předpokládaná závislost | Komentář   |
|---------------|-------------------------|--|
| $\beta_{21}$  | Nepřímá                 | Růst inkasa daňových příjmů způsobí snížení daňových nedoplatků.   |
| $\gamma_{21}$ | Přímá                   | Za předpokladu, že ostatní proměnné v modelu budou rovny nule, nedoplatky na daních budou kladné číslo (narostou oproti předchozímu roku). |
| $\gamma_{22}$ | Přímá                   | Růst HDP způsobí růst daňových nedoplatků.   |
| $\gamma_{25}$ | Přímá                   | Růst indexu nominální mzdy způsobí růst daňových nedoplatků.   |

## 6.2 Podkladová data

V níže uvedené tabulce jsou podkladová data simultánního modelu, která byla převzata ze systému časových řad ARAD České národní banky, statistiky Českého statistického úřadu a ze zprávy o činnosti Finanční a Celní správy zveřejněné na informačním portálu ministerstva financí.

Tabulka 25: Podkladová data v SW Excel

| Pozorování          | IDP  | JV          | TN        | JV       | HDP       | HDP_MR       | POP_KO   | MN       | INM       |
|---------------------|------|-------------|-----------|----------|-----------|--------------|----------|----------|-----------|
|                     | Rok  | $Y_{1t}$    | $Y_{2t}$  | $X_{1t}$ | $X_{2t}$  | $X_{2(t-1)}$ | $X_{4t}$ | $X_{3t}$ | $X_{5t}$  |
| 1                   | 2003 | 519,6       | 103,64628 | 1        | 103,6     | 101,6        | 5,475    | 7,8      | 105,8     |
| 2                   | 2004 | 562,1       | 107,27836 | 1        | 104,8     | 103,6        | 6,289    | 8,3      | 106,3     |
| 3                   | 2005 | 631,3       | 105,85931 | 1        | 106,6     | 104,8        | 4,796    | 7,9      | 105       |
| 4                   | 2006 | 638         | 109,55958 | 1        | 106,8     | 106,6        | 7,537    | 7,1      | 106,6     |
| 5                   | 2007 | 721,9       | 105,36537 | 1        | 105,6     | 106,8        | 7,637    | 5,3      | 107,2     |
| 6                   | 2008 | 751,7       | 104,9392  | 1        | 102,7     | 105,6        | 8,520    | 4,4      | 107,8     |
| 7                   | 2009 | 666,1       | 102,89661 | 1        | 95,3      | 102,7        | 8,331    | 6,7      | 103,3     |
| 8                   | 2010 | 700,65      | 111,01072 | 1        | 102,4     | 95,3         | 14,008   | 7,3      | 102,2     |
| 9                   | 2011 | 716,91      | 123,45981 | 1        | 101,8     | 102,4        | 14,004   | 6,7      | 102,5     |
| 10                  | 2012 | 735,55      | 140,1386  | 1        | 99,2      | 101,8        | 15,120   | 7,0      | 102,5     |
| 11                  | 2013 | 759,24      | 155,7335  | 1        | 100       | 99,2         | 11,232   | 7,0      | 99,9      |
| 12                  | 2014 | 788,77      | 116,5576  | 1        | 102,3     | 100          | 14,712   | 6,1      | 102,9     |
| 13                  | 2015 | 828,48      | 114,2203  | 1        | 105,4     | 102,3        | 23,684   | 5,0      | 103,2     |
| 14                  | 2016 | 897,6       | 63,705    | 1        | 102,5     | 105,4        | 19,011   | 4,0      | 104,4     |
| 15                  | 2017 | 963,21      | 58,0131   | 1        | 105,2     | 102,5        | 14,556   | 2,9      | 106,8     |
| 16                  | 2018 | 1030,83     | 49,7225   | 1        | 103,2     | 105,2        | 13,014   | 2,2      | 108,1     |
| 17                  | 2019 | 1086,18     | 44,0843   | 1        | 103       | 103,2        | 9,610    | 2,0      | 107,9     |
| 18                  | 2020 | 1026,686    | 52,7642   | 1        | 94,2      | 103          | 7,542    | 2,6      | 103,1     |
| Celkem              |      | 14024,81    | 1768,95   | 18       | 1844,60   | 1852,00      | 205,08   | 100,27   | 1885,50   |
| Průměr              |      | 779,16      | 98,28     | 1        | 102,48    | 102,89       | 11,39    | 5,57     | 104,75    |
| suma x2             |      | 11382233,63 | 190875,57 | 18       | 189236,80 | 190685,72    | 2766,01  | 632,81   | 197604,69 |
| Rozptyl             |      | 25262,41    | 946,18    | 0        | 11,46     | 7,53         | 23,86    | 4,13     | 5,48      |
| Směrodatná odchylka |      | 158,94      | 30,76     | 0        | 3,39      | 2,74         | 4,88     | 2,03     | 2,34      |

Zdroje dat: ARAD ČNB, <http://www.czso.cz>, <https://www.mfcr.cz/cs/verejny-sektor/dane/danove-a-celni-statistiky/zpravy-o-cinnosti-financni-a-celni-sprav>



## *Deskriptivní statistika*

Za pomoci SW Excel jsem z podkladových dat vypočítal opět používané dvě statistické veličiny – prostý aritmetický průměr a směrodatnou odchylku, které budu využívat pro další výpočty ekonometrického modelu.

### *Statistické veličiny získány pomocí SW Gretl*

Tabulka 26: Statistické veličiny získány pomocí SW Gretl

#### Popisná statistika, za použití pozorování 2003–2020

| <b>Proměnná</b> | <b>Střední hodnota</b>     | <b>Medián</b>              | <b>Minimum</b> | <b>Maximum</b>              |
|-----------------|----------------------------|----------------------------|----------------|-----------------------------|
| y1_IDP          | 779,156                    | 743,625                    | 519,600        | 1086,18                     |
| y2_TN           | 98,2752                    | 105,612                    | 44,0843        | 155,733                     |
| x2_HDP          | 102,478                    | 102,850                    | 94,2000        | 106,800                     |
| x2t_1HDPMR      | 102,889                    | 102,850                    | 95,3000        | 106,800                     |
| x3_POP_KO       | 11,3932                    | 10,4207                    | 4,79596        | 23,6836                     |
| x4_MN           | 5,57034                    | 6,38501                    | 2,01534        | 8,29765                     |
| x5_INM          | 104,750                    | 104,700                    | 99,9000        | 108,100                     |
| <b>Proměnná</b> | <b>Směrodatná odchylka</b> | <b>Variační koeficient</b> | <b>Šikmost</b> | <b>Standardní špičatost</b> |
| y1_IDP          | 163,549                    | 0,209906                   | 0,440541       | -0,748254                   |
| y2_TN           | 31,6517                    | 0,322072                   | -0,342957      | -0,695541                   |
| x2_HDP          | 3,48350                    | 0,0339927                  | -1,06954       | 0,550655                    |
| x2t_1HDPMR      | 2,82320                    | 0,0274393                  | -0,938148      | 1,05452                     |
| x3_POP_KO       | 5,02655                    | 0,441189                   | 0,765227       | 0,0543658                   |
| x4_MN           | 2,09044                    | 0,375281                   | -0,483607      | -1,17120                    |
| x5_INM          | 2,40789                    | 0,0229870                  | -0,170442      | -1,03694                    |

Objem daňových nedoplatků byl v průměru na 98,2752 mld. Kč, přičemž minimální objem byl 44,0843 mld. Kč v roce 2019 a maximální 155,733 mld. Kč v roce 2013. Směrodatná odchylka ukazuje průměrné odchýlení objemu od průměru 31,6517 mld. Kč. Variační koeficient objemu daňových nedoplatků je 32,21 %. Průměrná doměřená daň je 11,39 mld. Kč, nejnižší hodnota doměřené daně byla 4,796 mld. Kč v roce 2005 a maximální 23,68 % v roce 2015. Průměrné odchýlení doměřené daně od průměru je 5,027 mld. Kč a variační koeficient časové řady je 44,12 %.

## Multikolinearita

### Matice párových korelačních koeficientů

Tabulka 27: Zpracování korelační matice v SW Excel

|              | $y_{1t}$ | $y_{2t}$ | $x_{2t}$ | $x_{2(t-1)}$ | $x_{3t}$ | $x_{4t}$ | $x_{5t}$ |
|--------------|----------|----------|----------|--------------|----------|----------|----------|
| $y_{1t}$     | 1        |          |          |              |          |          |          |
| $y_{2t}$     | -0,72017 | 1        |          |              |          |          |          |
| $x_{2t}$     | -0,22803 | 0,024599 | 1        |              |          |          |          |
| $x_{2(t-1)}$ | 0,091422 | -0,351   | 0,302805 | 1            |          |          |          |
| $x_{3t}$     | 0,379687 | 0,027275 | 0,032534 | -0,27179     | 1        |          |          |
| $x_{4t}$     | -0,94411 | 0,812063 | 0,155522 | -0,28447     | -0,26821 | 1        |          |
| $x_{5t}$     | 0,18092  | -0,59884 | 0,510189 | 0,684721     | -0,3489  | -0,40971 | 1        |

Uvedená korelační matice nevykazuje multikolinearitu mezi vysvětlujícími proměnnými párovými koeficienty  $x_{3t}$  a  $x_{2t}$ ,  $x_{3t}$  a  $x_{2(t-1)}$ ,  $x_{4t}$  a  $x_{2t}$ ,  $x_{4t}$  a  $x_{2(t-1)}$ ,  $x_{4t}$  a  $x_{3t}$ ,  $x_{5t}$  a  $x_{2t}$ ,  $x_{5t}$  a  $x_{2(t-1)}$ ,  $x_{5t}$  a  $x_{3t}$ ,  $x_{5t}$  a  $x_{4t}$ , korelační koeficient nepřekročil v absolutní hodnotě 0,8. Závislost mezi vysvětlovanou proměnnou a vysvětlující proměnnou nalevo rovnice u párových koeficientů  $y_1$  a  $x_{2(t-1)}$  (hodnota párového korelačního koeficientu 0,091422),  $y_1$  a  $x_{4t}$  (-0,94411),  $y_2$  a  $x_{4t}$  (0,812063), nevadí, naopak jsou žádoucí. Navíc tyto proměnné jsou ale dále vyhodnoceny jako statisticky významné, proto bude multikolinearita ignorována. V tomto případě se o multikolinearitu nejedná. V modelu se nevyskytují vysoké párové korelační koeficienty, a tím je zaručena možnost separace vlivů jednotlivých proměnných na vysvětlovanou proměnnou. Párové koeficienty mezi proměnnými, které jsou vysvětlující, jsou v požadovaném intervalu (-0,8; 0,8), multikolinearita se v modelu nevyskytuje.

### 6.3 Identifikace modelu

$$y_{1t} = \beta_{12} y_{2t} + \gamma_{11} x_{1t} + \gamma_{12}^* x_{2(t-1)} + \gamma_{13} x_{3t} + \gamma_{14} x_{4t} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = \beta_{21} y_{1t} + \gamma_{21} x_{1t} + \gamma_{22} x_{2t} + \gamma_{25} x_{5t} + u_{2t}$$

Podmínka identifikace:  $k^{**} \geq g_{\Delta} - 1$

#### 1. rovnice:

$$y_{1t} = \beta_{12} y_{2t} + \gamma_{11} x_{1t} + \gamma_{12}^* x_{2(t-1)} + \gamma_{13} x_{3t} + \gamma_{14} x_{4t} + u_{1t}$$

|              |   |
|--------------|---|
| $g_{\Delta}$ | 2 |
| $k^{**}$     | 2 |

$$k^{**} \geq g_{\Delta} - 1$$

$$2 \geq 2 - 1$$

1. rovnice je přeidentifikovaná

2. rovnice:

$$y_{2t} = \beta_{21}y_{1t} + \gamma_{21}x_{1t} + \gamma_{22}x_{2t} + \gamma_{23}x_{3t} + u_{2t}$$

|              |   |
|--------------|---|
| $g_{\Delta}$ | 2 |
| $k^{**}$     | 3 |

$$k^{**} \geq g_{\Delta} - 1$$

$$3 \geq 2 - 1$$

2. rovnice je přeidentifikovaná

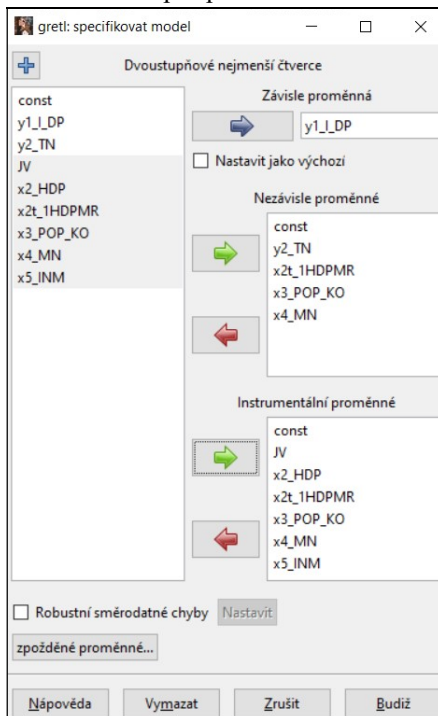
**Výsledek:** První a druhá rovnice jsou přeidentifikované, a tedy celý model je identifikován, a tedy vhodný k tvorbě odhadů.

## 6.4 Odhad modelu DMNČ

### 1. rovnice – výstup ze SW Gretl

$$y_{1t} = \beta_{12}y_{2t} + \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2(t-1)} + \gamma_{13}x_{3t} + \gamma_{14}x_{4t} + u_{1t}$$

Obrázek 3: Výstupy odhadu modelu v SW Gretl pro první rovnici



Tabulka 28: Výstupy z odhadu modelu pro závislou proměnnou  $y_1$  (inkaso daňových příjmů) ze SW Gretl

Model 1: TSLS, za použití pozorování 2003-2020 (T = 18)

Závisle proměnná:  $y1\_IDP$

Instrumentováno:  $y2\_TN$

Instrumentální proměnné:  $const$   $x2\_HDP$   $x2t\_1HDPMR$   $x3\_POP\_KO$   $x4\_MN$   
 $x5\_INM$

|               | Koeficient | Směr. chyba | z       | p-hodnota |     |
|---------------|------------|-------------|---------|-----------|-----|
| const         | 1991,31    | 842,656     | 2,3631  | 0,01812   | **  |
| $y2\_TN$      | 3,41098    | 2,87536     | 1,1863  | 0,23551   |     |
| $x2t\_1HDPMR$ | -8,16877   | 7,73312     | -1,0563 | 0,29081   |     |
| $x3\_POP\_KO$ | -2,95897   | 6,23524     | -0,4746 | 0,63510   |     |
| $x4\_MN$      | -120,851   | 39,2223     | -3,0812 | 0,00206   | *** |

|                                  |          |
|----------------------------------|----------|
| Střední hodnota závisle proměnné | 779,1559 |
| Součet čtverců reziduí           | 81231,30 |
| Koeficient determinace           | 0,833776 |
| F (4, 13)                        | 17,26985 |
| rho (koeficient autokorelace)    | 0,315863 |

|                                      |          |
|--------------------------------------|----------|
| Směrodatná odchylka závisle proměnné | 163,5495 |
| Směr. chyba regrese                  | 79,04784 |
| Adjustovaný koeficient determinace   | 0,782631 |
| P-hodnota (F)                        | 0,000041 |
| Durbin-Watsonova statistika          | 1,345945 |

### Výstup ze SW Gretl – 1. rovnice

|              |          |
|--------------|----------|
| Konstanta    | 1991,31  |
| $y_2$        | 3,41098  |
| $x_{2(t-1)}$ | -8,16877 |
| $x_{3t}$     | -2,95897 |
| $x_{4t}$     | -120,851 |

### Výsledná rovnice vypočtených parametrů pomocí DMNČ:

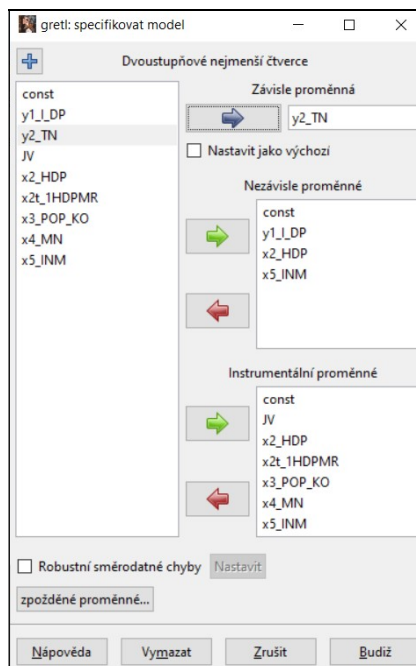
$$y_{1t} = 3,41098y_{2t} + 1991,31 - 8,16877x_{2(t-1)} - 2,95897x_{3t} - 120,851x_{4t} + u_{1t}$$

Z varianty významných parametrů použitých proměnných se ukázaly jako statisticky významné jednotkový vektor ( $x_{1t}$ ) a proměnná obecná míra nezaměstnanosti ( $x_{4t}$ ).

### 2. rovnice – výstup ze SW Gretl

$$y_{2t} = \beta_{21}y_{1t} + \gamma_{21}x_{1t} + \gamma_{22}x_{2t} + \gamma_{25}x_{5t} + u_{2t}$$

Obrázek 4: Výstupy odhadu modelu v SW Gretl pro druhou rovnici



Tabulka 29: Výstupy z odhadu modelu pro závislou proměnnou  $y_2$  (daňové nedoplatky) ze SW Gretl

Model 2: TSLS, za použití pozorování 2003-2020 ( $T = 18$ )

Závisle proměnná:  $y_2\_TN$

Instrumentováno:  $y1\_IDP$

Instrumentální proměnné:  $const$   $x2\_HDP$   $x2t\_1HDPMR$   $x3\_POP\_KO$   $x4\_MN$   $x5\_INM$

|           | <i>Koeficient</i> | <i>Směr. chyba</i> | <i>z</i> | <i>p-hodnota</i> |     |
|-----------|-------------------|--------------------|----------|------------------|-----|
| const     | 821,198           | 179,315            | 4,5796   | <0,00001         | *** |
| $y1\_IDP$ | -0,111019         | 0,0279933          | -3,9659  | 0,00007          | *** |
| $x2\_HDP$ | 1,79783           | 1,46556            | 1,2267   | 0,21993          |     |
| $x5\_INM$ | -7,83446          | 2,0979             | -3,7344  | 0,00019          | *** |

|                                  |          |
|----------------------------------|----------|
| Střední hodnota závisle proměnné | 98,27524 |
| Součet čtverců reziduí           | 3896,491 |
| Koeficient determinace           | 0,771231 |
| F (3, 14)                        | 15,56270 |
| rho (koeficient autokorelace)    | 0,349739 |

|                                      |          |
|--------------------------------------|----------|
| Směrodatná odchylka závisle proměnné | 31,65174 |
| Směr. chyba regrese                  | 16,68295 |
| Adjustovaný koeficient determinace   | 0,722210 |
| P-hodnota (F)                        | 0,000098 |
| Durbin-Watsonova statistika          | 1,204349 |

### Výstup ze SW Gretl – 2. rovnice

|                 |           |
|-----------------|-----------|
| const           | 821,198   |
| y <sub>1</sub>  | -0,111019 |
| x <sub>2t</sub> | 1,79783   |
| x <sub>5t</sub> | -7,83446  |

### Výsledná podoba 2. rovnice ekonometrického modelu:

$$y_{2t} = -0,111019y_{1t} + 821,198 + 1,79783x_{2t} - 7,83446x_{5t} + u_{2t}$$

Z použitých proměnných se ukázaly jako statisticky významné proměnná inkaso daňových příjmů ( $y_1$ ), jednotkový vektor ( $x_1$ ) a index nominální mzdy ( $x_5$ ).

## 6.5 Ekonomická verifikace modelu

### 1. rovnice

$$y_{1t} = 3,41098y_{2t} + 1991,31 - 8,16877x_{2(t-1)} - 2,95897x_{3t} - 120,851x_{4t} + u_{1t}$$

Tabulka 30: Porovnání výstupů z modelu pro první rovnici s předpoklady

| Parametr        | Hodnota  | Interpretace   | Srovnání s předpoklady |
|-----------------|----------|--|------------------------|
| $\beta_{12}$    | 3,41098  | Pokud se nedoplatky na dani zvýší o jednotku (mld. Kč), poté se zvýší inkaso daňových příjmů v ČR o 3,41098 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus. | Neočekávané            |
| $\gamma_{11}$   | 1991,31  | Pokud budou ostatní proměnné v modelu rovny nule, bude inkaso daňových příjmů v ČR činit 1991,31 mld. Kč.  | Očekávané              |
| $\gamma^*_{12}$ | -8,16877 | Pokud HDP minulého roku vzroste o jednotku (%), poté inkaso daňových příjmů v ČR se sníží o 8,16877 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.         | Neočekávané            |
| $\gamma_{13}$   | -2,95897 | Pokud vzroste doměřená daň o jednotku (mld. Kč), sníží se inkaso daňových příjmů v ČR o 2,95897 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.             | Neočekávané            |
| $\gamma_{15}$   | -120,851 | Pokud vzroste obecná míra nezaměstnanosti o jednotku (%), sníží se inkaso daňových příjmů v ČR o 120,851 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.    | Očekávané              |

U parametrů nedoplatky na daních, vývoj HDP v minulém roce a doměřené daně se neshoduje směr působení s původními předpoklady, dochází k rozporu s ekonomickou

teorií. Předpokládaly jsme, že pokud se zvýší nedoplatky na daních v daném roce, tak klesne inkaso daňových příjmů. Dále jsem předpokládal, že pokud HDP v minulém roce vzroste, tak se zvýší inkaso daňových příjmů v současném roce, a pokud výše doměřené daně vzroste, tak se též zvýší inkaso daňových příjmů. Tyto předpoklady nebyly potvrzeny. Parametr obecná míra nezaměstnanosti a jednotkový vektor jsou ve shodě s ekonomickou teorií shodné ve směru působení. Předpoklady první rovnice tedy byly potvrzeny pouze pro tyto parametry.

## 2. rovnice

$$y_{2t} = -0,111019y_{1t} + 821,198 + 1,79783x_{2t} - 7,83446x_{5t} + u_{2t}$$

Tabulka 31: Porovnání výstupů z modelu pro druhou rovnici s předpoklady

| Parametr      | Hodnota   | Interpretace   | Srovnání s předpoklady |
|---------------|-----------|--|------------------------|
| $\beta_{21}$  | -0,111019 | Pokud se inkaso daňových příjmů zvýší o jednotku (mld. Kč/rok), poté se sníží nedoplatky na dani o 0,111019 mld. Kč za podmínek ceteris paribus. | Očekávané              |
| $\gamma_{21}$ | 821,198   | Pokud budou ostatní proměnné v modelu rovny nule, budou nedoplatky na dani činit 821,198 mld. Kč za podmínek ceteris paribus.                    | Očekávané              |
| $\gamma_{22}$ | 1,79783   | Pokud se HDP zvýší o jednotku (%), poté vzrostou nedoplatky na dani o 1,79783 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.                           | Očekávané              |
| $\gamma_{24}$ | -7,843446 | Pokud index nominální mzdy se zvýší o jednotku (%), sníží se nedoplatky na dani o 7,843446 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.              | Neočekávané            |

Výsledky testu byly srovnány s předpoklady modelu a u parametru index nominální mzdy se neshoduje směr působení s původními předpoklady, dochází k rozporu s ekonomickou teorií. Předpokládaly jsme, že pokud index nominální mzdy vzroste, tak se zvýší nedoplatky na daních. Tento předpoklad nebyl potvrzen. Ostatní parametry jsou již ve shodě s ekonomickou teorií a směr působení se shoduje s původními předpoklady. Předpoklady druhé rovnice modelu byly potvrzeny pro parametry inkasa daňových příjmů, jednotkový vektor a vývoj HDP.

## 6.6 Statistická verifikace modelu

### *Testování významnosti odhadnutých parametrů 1. rovnice*

$$y_{1t} = 3,41098y_{2t} + 1991,31 - 8,16877x_{2(t-1)} - 2,95897x_{3t} - 120,851x_{4t} + u_{1t}$$

Tabulka 32: Výstupy z odhadu modelu pro závislou proměnnou  $y_1$  (inkaso daňových příjmů) ze SW Gretl

Model 1: TSLs, za použití pozorování 2003-2020 (T = 18)

Závisle proměnná:  $y1\_IDP$

Instrumentováno:  $y2\_TN$

Instrumentální proměnné:  $const$   $x2\_HDP$   $x2t\_1HDPMR$   $x3\_POP\_KO$   $x4\_MN$   
 $x5\_INM$

|               | <i>Koeficient</i> | <i>Směr. chyba</i> | <i>z</i> | <i>p-hodnota</i> |     |
|---------------|-------------------|--------------------|----------|------------------|-----|
| const         | 1991,31           | 842,656            | 2,3631   | 0,01812          | **  |
| $y2\_TN$      | 3,41098           | 2,87536            | 1,1863   | 0,23551          |     |
| $x2t\_1HDPMR$ | -8,16877          | 7,73312            | -1,0563  | 0,29081          |     |
| $x3\_POP\_KO$ | -2,95897          | 6,23524            | -0,4746  | 0,63510          |     |
| $x4\_MN$      | -120,851          | 39,2223            | -3,0812  | 0,00206          | *** |

|                                  |          |
|----------------------------------|----------|
| Střední hodnota závisle proměnné | 779,1559 |
| Součet čtverců reziduí           | 81231,30 |
| Koeficient determinace           | 0,833776 |
| F (4, 13)                        | 17,26985 |
| rho (koeficient autokorelace)    | 0,315863 |

|                                      |          |
|--------------------------------------|----------|
| Směrodatná odchylka závisle proměnné | 163,5495 |
| Směr. chyba regrese                  | 79,04784 |
| Adjustovaný koeficient determinace   | 0,782631 |
| P-hodnota (F)                        | 0,000041 |
| Durbin-Watsonova statistika          | 1,345945 |

Významnost je možné zjistit pouhým pohledem z výstupu dvoustupňové metody nejmenších čtverců (DMNČ) v SW Gretl, kdy hvězdičky u jednotlivých parametrů prozrazují jejich významnost. Po prostudování výstupu ze Sw Gretl byl ze zvolených parametrů shledán významný pro výslednou hodnotu rovnice jednotkový vektor  $\gamma_{11}$  a parametr  $\gamma_{14}$  (obecná míra nezaměstnanosti). Jednotkový vektor a parametr  $\gamma_{14}$  jsou významné na hladině 0,05. Parametr  $\beta_{11}$  (nedoplatky na daních) a parametry  $\gamma^*_{12}$  (vývoj HDP minulého roku) a  $\gamma_{14}$  (doměřená daň) byly shledány jako nevýznamné.

### ***Těsnost závislosti 1. rovnice***

Výstup ze SW Gretl nám pro 1. rovnici ukazuje hodnotu  $R^2$  (Koeficient determinace) = 0,83. Toto číslo udává, že změna inkasa daňových příjmů v ČR je z **83 %** vysvětlena změnami ve zvolených vysvětlujících proměnných v rovnici, tedy změnou jednotkového vektoru, vývoje HDP minulého roku, doměřené daně na základě kontrolní činnosti správce daně a obecné míry nezaměstnanosti a výše nedoplatků na daních.

### ***Testování významnosti odhadnutých parametrů 2. rovnice***

$$y_{2t} = - 0,109517y_{1t} + 821,198 + 1,82838x_{2t} - 7,87547x_{5t} + u_{2t}$$



Tabulka 33: Výstupy z odhadu modelu pro závislou proměnnou  $y_2$  (daňové nedoplatky) ze SW Gretl

Model 2: TSLS, za použití pozorování 2003-2020 (T = 18)

Závisle proměnná:  $y_2\_TN$

Instrumentováno:  $y_1\_IDP$

Instrumentální proměnné:  $const$   $x2\_HDP$   $x2t\_1HDPMR$   $x3\_POP\_KO$   $x4\_MN$   
 $x5\_INM$

|            | <i>Koeficient</i> | <i>Směr. chyba</i> | <i>z</i> | <i>p-hodnota</i> |     |
|------------|-------------------|--------------------|----------|------------------|-----|
| const      | 821,198           | 179,315            | 4,5796   | <0,00001         | *** |
| $y_1\_IDP$ | -0,111019         | 0,0279933          | -3,9659  | 0,00007          | *** |
| $x2\_HDP$  | 1,79783           | 1,46556            | 1,2267   | 0,21993          |     |
| $x5\_INM$  | -7,83446          | 2,0979             | -3,7344  | 0,00019          | *** |

|                                  |          |
|----------------------------------|----------|
| Střední hodnota závisle proměnné | 98,27524 |
| Součet čtverců reziduí           | 3896,491 |
| Koeficient determinace           | 0,771231 |
| F (3, 14)                        | 15,56270 |
| rho (koeficient autokorelace)    | 0,349739 |

|                                      |          |
|--------------------------------------|----------|
| Směrodatná odchylka závisle proměnné | 31,65174 |
| Směr. chyba regrese                  | 16,68295 |
| Adjustovaný koeficient determinace   | 0,722210 |
| P-hodnota (F)                        | 0,000098 |
| Durbin-Watsonova statistika          | 1,204349 |

V případě 2. rovnice ze zvolených parametrů vychází jako významné parametry, tj. parametr  $\beta_{21}$  (inkaso daňových příjmů),  $\gamma_{21}$  (jednotkový vektor) a  $\gamma_{25}$  (index nominální mzdy) jsou významné na hladině významnosti  $\alpha=0,001$ . Parametr  $\gamma_{22}$  (vývoj HDP) je statisticky nevýznamný.

### ***Těsnost závislosti 2. rovnice***

**R<sup>2</sup>** (Koeficient determinace) je roven 0,77 a udává, že změny v nedoplatcích na jednotlivých daních jsou ze 77 % vysvětleny změnami vysvětlujících proměnných v rovnici (inkasem daňových příjmů, JV, vývojem HDP a indexem nominální mzdy).

V simultánním modelu není potvrzen předpoklad, že inkaso daňových příjmů je přímo závislé na vývoji HDP a na vývoji HDP minulého roku. Dále v simultánním předpokladu nebyla potvrzena závislost výše inkasa daňových příjmů na výši doměřené daně a na výši nedoplatků na daních na základě statistické významnosti parametrů ověřené v SW Gretl.

## 6.7 Ekonometrická verifikace modelu

### Testování autokorelace reziduí

### Testování normality a heteroskedasticity reziduí (interpretace výstupů ze SW Gretl)

#### 1. rovnice

#### Autokorelace reziduí v SW Gretl:

```
Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu
TSLS, za použití pozorování 2003-2020 (T = 18)
Závisle proměnná: y1_I_DP
Instrumentální proměnné: const x2_HDP x2t_1HDPMR x3_POP_KO x4_MN
x5_INM uhat_1
```

|            | koeficient | směr. chyba | z       | p-hodnota |     |
|------------|------------|-------------|---------|-----------|-----|
| const      | 1169,58    | 89,1644     | 13,12   | 2,63e-039 | *** |
| y2_TN      | 2,67379    | 2,18701     | 1,223   | 0,2215    |     |
| x2t_1HDPMR | -9,39147   | 6,55930     | -1,432  | 0,1522    |     |
| x3_POP_KO  | -1,36471   | 4,95390     | -0,2755 | 0,7829    |     |
| x4_MN      | -109,515   | 29,7743     | -3,678  | 0,0002    | *** |
| uhat_1     | 0,313218   | 0,252724    | 1,239   | 0,2152    |     |

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,885609

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 1,536028,  
s p-hodnotou =  $P(F(1,13) > 1,53603) = 0,239$

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu

$p = 0,239$

Výsledná p-hodnota Breusch-Godfreyova testu autokorelace vyšla 0,239, tedy větší než 0,05. Předpoklad nepřítomnosti autokorelace reziduí v modelu tedy není porušen.

#### Heteroskedasticita v SW Gretl:

```
Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2003-2020 (T = 18)
Závisle proměnná: uhat^2
```

|        | koeficient  | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota |
|--------|-------------|-------------|---------|-----------|
| const  | 5531,64     | 5064,90     | 1,092   | 0,2909    |
| yhat^2 | -0,00161419 | 0,00746534  | -0,2162 | 0,8315    |

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,002914

Testovací statistika:  $HET\_1 = |-0,001614| / 0,007465 = 0,216225$ ,  
s p-hodnotou =  $2 * P(z > 0,216225) = 0,829$

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity

$p = 0,829$

Výsledná p-hodnota testu heteroskedasticity vyšla 0,829, tedy větší než 0,05. Předpoklad nepřítomnosti heteroskedasticity v modelu tedy není porušen.

### Normalita reziduí – chí kvadrát test v SW Gretl:

Frekvenční rozdělení pro uhat1, poz. 1-18  
počet tříd = 7, střední hodnota = 5,38828e-014, so = 79,0478

| interval          | střed   | frequence | rel.   | kum.         |
|-------------------|---------|-----------|--------|--------------|
| < -155,04         | -178,88 | 1         | 5,56%  | 5,56% *      |
| -155,04 - -107,37 | -131,21 | 0         | 0,00%  | 5,56%        |
| -107,37 - -59,696 | -83,533 | 2         | 11,11% | 16,67% ***   |
| -59,696 - -12,021 | -35,859 | 3         | 16,67% | 33,33% ***** |
| -12,021 - 35,653  | 11,816  | 7         | 38,89% | 72,22% ***** |
| 35,653 - 83,327   | 59,490  | 3         | 16,67% | 88,89% ***** |
| >= 83,327         | 107,16  | 2         | 11,11% | 100,00% ***  |

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:  
Chí-kvadrát (2) = 3,454 s p-hodnotou 0,17778

P = 0,17778

Výsledná p-hodnota testu normality reziduí vyšla 0,17778, tedy větší než 0,05. Předpoklad normality reziduí v modelu tedy není porušen.

### Testy přítomnosti autokorelace, heteroskedasticity a normality v simultánním modelu pro první rovnici z výstupu SW Gretl.

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 1,53603

s p-hodnotou =  $P(F(1,13) > 1,53603) = 0,238902$

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Asymptotická testovací statistika:  $z = 0,216225$

s p-hodnotou = 0,828812

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 3,45442

s p-hodnotou = 0,17778

P-hodnoty testu autokorelace, heteroskedasticity a normality reziduí se nacházejí nad hladinou 0,05, proto nelze zamítnout nulové hypotézy. V první rovnici modelu se nevyskytuje autokorelace reziduí, heteroskedasticita a rezidua jsou v první rovnici modelu normálně rozdělena.

## 2. rovnice

### **Autokorelace reziduí v SW Gretl:**

Testovací statistika:  $HET_1 = |-0,001614| / 0,007465 = 0,216225$ ,  
s p-hodnotou =  $2 * P(z > 0,216225) = 0,829$

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu

TSLs, za použití pozorování 2003-2020 (T = 18)

Závisle proměnná: y2\_TN

Instrumentální proměnné: const x2\_HDP x2t\_1HDFMR x3\_POP\_KO x4\_MN  
x5\_INM uhat\_1

|        | koeficient | směr. chyba | z      | p-hodnota |     |
|--------|------------|-------------|--------|-----------|-----|
| const  | 667,293    | 195,152     | 3,419  | 0,0006    | *** |
| y1_IDP | -0,110449  | 0,0265491   | -4,160 | 3,18e-05  | *** |
| x2_HDP | 2,75417    | 1,52392     | 1,807  | 0,0707    | *   |
| x5_INM | -7,30936   | 2,00792     | -3,640 | 0,0003    | *** |
| uhat_1 | 0,507626   | 0,316466    | 1,604  | 0,1087    |     |

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,809312

Testovací statistika: Pseudo-LMF = 2,572967,  
s p-hodnotou =  $P(F(1,14) > 2,57297) = 0,133$

Godfreyův test (1994) pro autokorelaci prvního řádu

$P = 0,133$

Výsledná p-hodnota Breusch-Godfreyova testu autokorelace vyšla 0,133, tedy větší než 0,05. Předpoklad nepřítomnosti autokorelace reziduí v modelu tedy není porušen.

### **Heteroskedasticita v SW Gretl:**

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 2003-2020 (T = 18)

Závisle proměnná: uhat^2

|        | koeficient | směr. chyba | t-podíl | p-hodnota |
|--------|------------|-------------|---------|-----------|
| const  | 178,116    | 138,841     | 1,283   | 0,2178    |
| yhat^2 | 0,00369296 | 0,0121337   | 0,3044  | 0,7648    |

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,005756

Testovací statistika:  $HET_1 = |0,003693| / 0,012134 = 0,304355$ ,  
s p-hodnotou =  $2 * P(z > 0,304355) = 0,761$

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity

$p = 0,761$

Výsledná p-hodnota testu heteroskedasticity vyšla 0,761, tedy větší než 0,05. Předpoklad nepřítomnosti heteroskedasticity v modelu tedy není porušen.

## Normalita reziduí – chí kvadrát test v SW Gretl:

Frekvenční rozdělení pro uhat2, poz. 1-18  
počet tříd = 7, střední hodnota = -8,40069e-015, so = 16,6829

| interval          | střed   | frequence | rel.   | kum.         |
|-------------------|---------|-----------|--------|--------------|
| < -19,927         | -24,203 | 1         | 5,56%  | 5,56% *      |
| -19,927 - -11,374 | -15,650 | 4         | 22,22% | 27,78% ***** |
| -11,374 - -2,8218 | -7,0980 | 3         | 16,67% | 44,44% ***** |
| -2,8218 - 5,7305  | 1,4544  | 6         | 33,33% | 77,78% ***** |
| 5,7305 - 14,283   | 10,007  | 0         | 0,00%  | 77,78%       |
| 14,283 - 22,835   | 18,559  | 2         | 11,11% | 88,89% ***   |
| >= 22,835         | 27,111  | 2         | 11,11% | 100,00% ***  |

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:  
Chí-kvadrát (2) = 0,731 s p-hodnotou 0,69388

P = 0,69388

Výsledná p-hodnota testu normality reziduí vyšla 0,69388, tedy větší než 0,05. Předpoklad normality reziduí v modelu tedy není porušen.

## Testy přítomnosti autokorelace, heteroskedasticity a normality v simultánním modelu pro druhou rovnici z výstupu SW Gretl.

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 2,57297

s p-hodnotou = P (F (1,14) > 2,57297) = 0,132712

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Asymptotická testovací statistika: z = 0,304355

s p-hodnotou = 0,760857

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 0,730923

s p-hodnotou = 0,693876

P-hodnoty testu autokorelace, heteroskedasticity a normality reziduí se nacházejí nad hladinou 0,05, proto nelze zamítnout nulové hypotézy. V druhé rovnici modelu se nevyskytuje autokorelace reziduí, heteroskedasticita a rezidua jsou v druhé rovnici modelu normálně rozdělena.

## 6.8 Matice Beta, Gama a matice Multiplikátorů; Redukovaný tvar modelu

*Zápis modelu ve strukturálním tvaru:*

|   |
|---|
| $y_{1t} = 3,41098y_{2t} + 1991,31 - 8,16877x_{2(t-1)} - 2,95897x_{3t} - 120,851x_{4t} + u_{1t}$ |
| $y_{2t} = -0,111019y_{1t} + 821,198 + 1,79783x_{2t} - 7,83446x_{5t} + u_{2t}$                   |

**Matice  $\beta$**

$$\begin{vmatrix} & 1 & -3,41098 \\ 0,111019 & & 1 \end{vmatrix}$$

**Matice  $\Gamma$**

|          | $x_{1t}$ | $x_{2t}$ | $x_{2(t-1)}$ | $x_{3t}$ | $x_{4t}$ | $x_{5t}$ |
|----------|----------|----------|--------------|----------|----------|----------|
| -1991,31 |          | 0        | 8,16877      | 2,95897  | 120,851  | 0        |
| -821,198 | -1,79783 |          | 0            | 0        | 0        | 7,83446  |

*Matice multiplikátorů:*

|                            |
|----------------------------|
| $M = -B^{-1} \cdot \Gamma$ |
|----------------------------|

**Matice M**

|          | $x_{1t}$ | $x_{2t}$ | $x_{2(t-1)}$ | $x_{3t}$ | $x_{4t}$ | $x_{5t}$ |
|----------|----------|----------|--------------|----------|----------|----------|
| 3476,069 | 4,447984 | -5,92505 | -2,14623     | -87,6568 | -19,3831 |          |
| 435,2882 | 1,304019 | 0,657793 | 0,238272     | 9,731571 | -5,68257 |          |

*Zápis modelu v redukovaném tvaru*

|                    |
|--------------------|
| $y_t = Mx_t + v_t$ |
|--------------------|

$$y_{1t} = 3476,069 + 4,447984x_{2t} - 5,92505x_{2(t-1)} - 2,14623x_{3t} - 87,6568x_{4t} - 19,3831x_{5t} + v_{1t}$$

$$y_{2t} = 435,2882 + 1,304019x_{2t} + 0,657793x_{2(t-1)} + 0,238272x_{3t} + 9,731571x_{4t} - 5,682566x_{5t} + v_{2t}$$

Ve strukturálním tvaru je závislost endogenních proměnných na predeterminovaných proměnných, ale i na ostatních endogenních proměnných, které jsou v roli vysvětlujících proměnných. Oproti tomu v redukovaném tvaru je závislost endogenních proměnných pouze na predeterminovaných proměnných. Strukturální tvar slouží především pro ekonometriky a odborníky, kdežto redukovaný tvar je určen zejména pro uživatele modelu. Redukovaný tvar je vhodný pro prognózy.

### Výskyt vazeb v redukováném modelu:

Tabulka 34: Rozdělení výskytu vazeb v jednotlivých rovnicích v redukováném modelu

| vazby           | 1. rovnice                           | 2. rovnice                   |
|-----------------|--------------------------------------|------------------------------|
| přímé           | žádné                                | žádné                        |
| nepřímé         | $X_{1t}, X_{2(t-1)}, X_{3t}, X_{4t}$ | $X_{1t}, X_{2t}, X_{5t}$     |
| zprostředkované | $X_{2t}, X_{5t}$                     | $X_{2(t-1)}, X_{3t}, X_{4t}$ |

### Interpretace první rovnice redukováného modelu:

Tabulka 35: Interpretace první rovnice redukováného modelu

| Parametr   | Hodnota   | Interpretace   | Srovnání s předpoklady |
|------------|-----------|--|------------------------|
| $\mu_{11}$ | 3476,069  | Pokud budou ostatní proměnné (kromě jednotkového vektoru) rovny nule, inkaso daňových příjmů v ČR se zvýší o 3476,069 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus. | Očekávané              |
| $\mu_{12}$ | 4,447984  | Pokud vzroste HDP o jednotku (%), se zvýší inkaso daňových příjmů v ČR o 4,447984 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.                                     | Očekávané              |
| $\mu_{13}$ | -5,92505  | Pokud vzroste HDP v předchozím roce o jednotku (%), sníží se inkaso daňových příjmů v ČR o 5,92505 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.                    | Neočekávané            |
| $\mu_{14}$ | -2,14623  | Pokud obecná míra nezaměstnanosti vzroste o jednotku (mld. Kč), klesne inkaso daňových příjmů v ČR o 2,14623 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.          | Očekávané              |
| $\mu_{15}$ | -87,6568  | Pokud vzroste doměřená daň o jednu jednotku (mld. Kč), tak klesne inkaso daňových příjmů v ČR o 87,6568 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.               | Neočekávané            |
| $\mu_{16}$ | -19,38312 | Pokud vzroste index nominální mzdy v ČR o jednotku (%), klesne inkaso daňových příjmů v ČR o 19,38312 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.                 | Neočekávané            |

### Interpretace druhé rovnice redukováného modelu:

Tabulka 36: Interpretace druhé rovnice redukováného modelu

| Parametr   | Hodnota    | Interpretace  | Srovnání s předpoklady |
|------------|------------|---|------------------------|
| $\mu_{21}$ | 435,2882   | Pokud budou ostatní proměnné (kromě jednotkového vektoru) rovny nule, budou daňové nedoplatky vyšší o 435,2882 mld. Kč za podmínek ceteris paribus. | Očekávané              |
| $\mu_{22}$ | 1,304019   | Pokud vzroste HDP o jednotku (%), vzrostou daňové nedoplatky o 1,304019 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.                                    | Neočekávané            |
| $\mu_{23}$ | 0,657793   | Pokud vzroste HDP v předchozím roce o jednotku (%), zvýší se daňové nedoplatky o 0,657793 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.                  | Neočekávané            |
| $\mu_{24}$ | 0,238272   | Pokud obecná míra nezaměstnanosti vzroste o jednotku (mld. Kč), vzrostou daňové nedoplatky v ČR o 0,238272 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus. | Očekávané              |
| $\mu_{25}$ | 9,731571   | Pokud vzroste doměřená daň o jednu jednotku (mld. Kč), tak vzrostou nedoplatky na daních o 9,731571 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.        | Očekávané              |
| $\mu_{26}$ | - 5,682566 | Pokud vzroste index nominální mzdy v ČR o jednotku (%), sníží se daňové nedoplatky o 5,682566 mld. Kč/rok za podmínek ceteris paribus.              | Očekávané              |

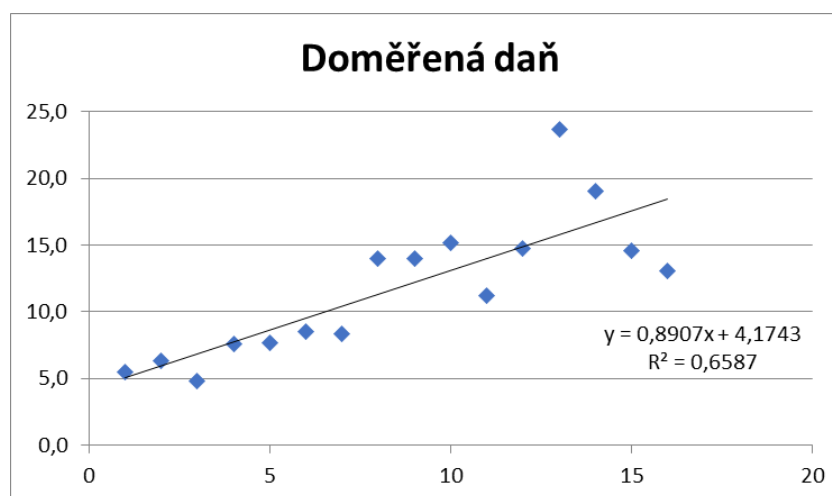
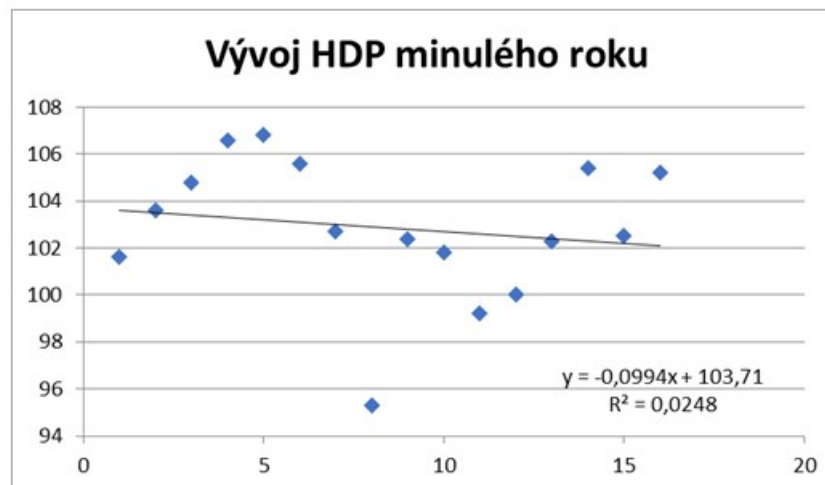
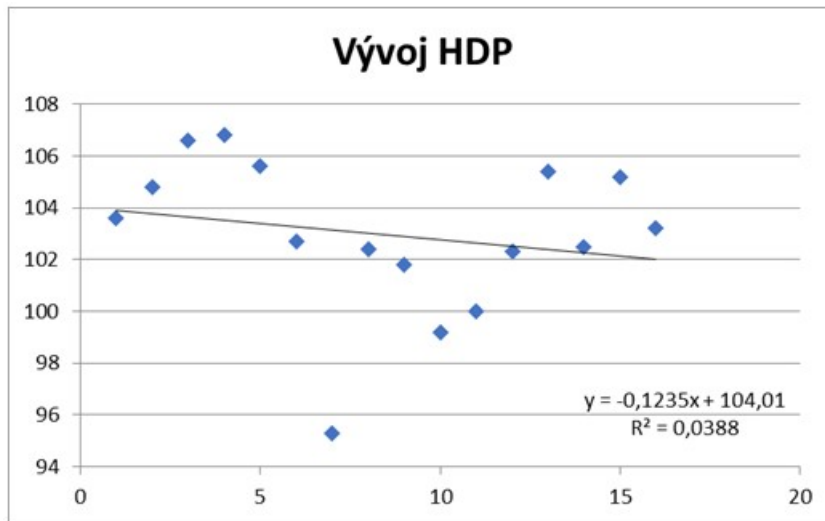
### 6.9 Odvození bodové prognózy ex post pro dvě období

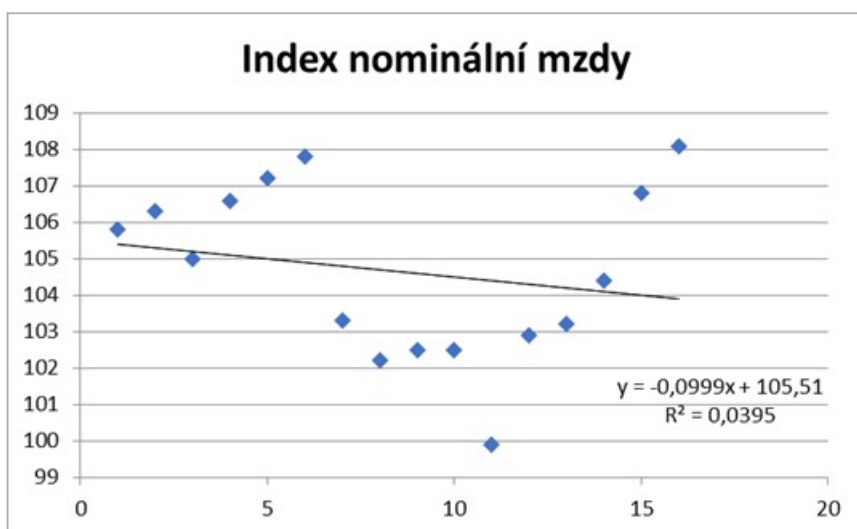
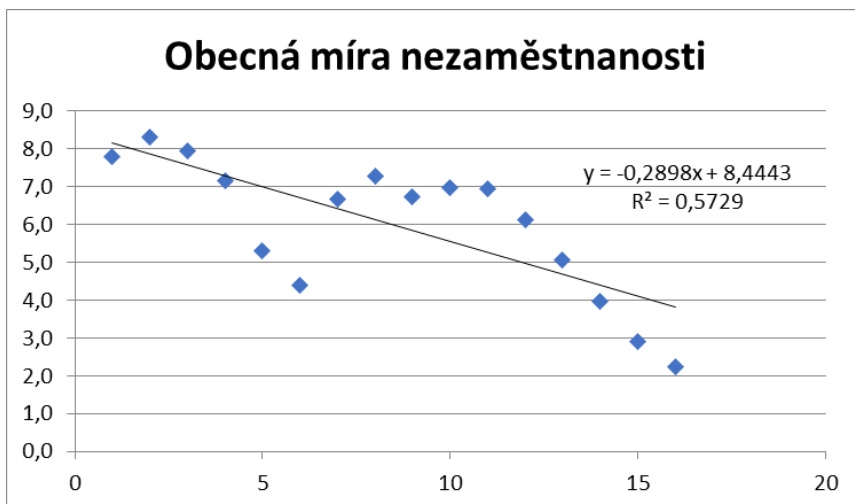
Prognózy ex-post jsou prognózy již známých údajů používané zejména pro ověření vhodnosti zvoleného modelu. V tomto projektu byla provedena prognóza ex-post zkrácením dat o dvě období. Z roku 2020 byla data zkrácena pouze do roku 2018. Z těchto zkrácených dat o 2 roky byl opakováním celého postupu vypočítán nový redukováný tvar a nové trendové funkce na datech do roku 2018. Následně byla provedena prognóza pro  $y_1$  a  $y_2$  na roky 2019 a 2020. Tato prognóza byla finálně porovnána se skutečnými hodnotami v roce 2019 a 2020 a bylo provedeno absolutní i relativní srovnání.



## Grafické znázornění trendových funkcí

Graf 12: Grafické znázornění trendových funkcí za období 2003 až 2018





## Rovnice nových trendových funkcí na roky 2019 a 2020

Tabulka 37: Rovnice nových trendových funkcí na roky 2019 a 2020

|         | JV $x_{1t}$ | Vývoj HDP            | Vývoj HDP minulého roku | Doměřená daň       | Obecná míra nezaměstnanosti | Index nominální mzdy |
|---------|-------------|----------------------|-------------------------|--------------------|-----------------------------|----------------------|
| Rovnice | $1 + 0t$    | $104,0125 - 0,1235t$ | $103,71 - 0,0994t$      | $4,1743 + 0,8907t$ | $8,4443 - 0,2898t$          | $105,51 - 0,0999t$   |

## Prognóza nových trendových funkcí na roky 2019 a 2020

Tabulka 38: Prognóza nových trendových funkcí na roky 2019 a 2020

|            | JV $x_{1t}$ | Přírůstek/úbytek HDP $x_{2t}$ | Přírůstek/úbytek HDP minulý rok $x_{2(t-1)}$ | Doměřená daň $x_{3t}$ | Obecná míra nezaměstnanosti $x_{4t}$ | Přírůstek/úbytek indexu nominální mzdy $x_{5t}$ |
|------------|-------------|-------------------------------|--|-----------------------|--------------------------------------|---|
| 2019 (t17) | 1           | 101,9125                      | 102,0175                                     | 19,3164               | 3,5183                               | 103,8067  |
| 2020 (t18) | 1           | 101,7890                      | 101,9181                                     | 20,2071               | 3,2285                               | 103,7076  |

## Nový redukováný model

$$y_{1t} = 2913,419 + 1,174557x_{2t} - 3,75884x_{2(t-1)} + 1,819887x_{3t} - 75,9608x_{4t} - 14,0483x_{5t} + v_{1t}$$

$$y_{2t} = 619,8562 + 0,518186x_{2t} + 0,366584x_{2(t-1)} - 0,17749x_{3t} + 7,408144x_{4t} - 6,19778x_{5t} + v_{2t}$$

## Předpověď a srovnání se skutečností

Tabulka 39: Předpověď a srovnání se skutečností

|                 | Prognóza ex post | Skutečnost | Absolutní srovnání | Relativní srovnání |
|-----------------|------------------|------------|--------------------|--------------------|
| $y_{1t}$ (2019) | 959,25 Kč        | 1086,18    | 126,93             | 11,69%             |
| $y_{2t}$ (2019) | 89,33 Kč         | 44,0843    | -45,24             | -102,63%           |
| $y_{1t}$ (2020) | 984,50 Kč        | 1026,686   | 42,19              | 4,11%              |
| $y_{2t}$ (2020) | 87,54 Kč         | 52,7642    | -34,77             | -65,90%            |

### 6.10 Výpočet trendových funkcí v podobě rovnic a koeficientu determinace $R^2$ . Grafické znázornění a stanovení budoucích intervalových hodnot v následujícím roce.

Pro jednotlivé vysvětlující proměnné byly vytvořeny v software Excel pomocí grafů trendové funkce na kompletních datech do roku 2020, jejich grafické znázornění a koeficienty determinace  $R^2$ . Koeficienty trendové funkce  $a$ ,  $b$  a jejich standardní chyby  $SE_a$  a  $SE_b$  byly dopočítány pomocí Analýzy dat v Excelu. Následně byly vypočítány intervalovou prognózou hodnoty vysvětlujících proměnných pro rok 2021 dle vzorce níže, kde  $T$  je počet předchozích let ( $T=20$ ) a  $h$  je délka prognózy do budoucna – ex ante ( $h=1$ ).

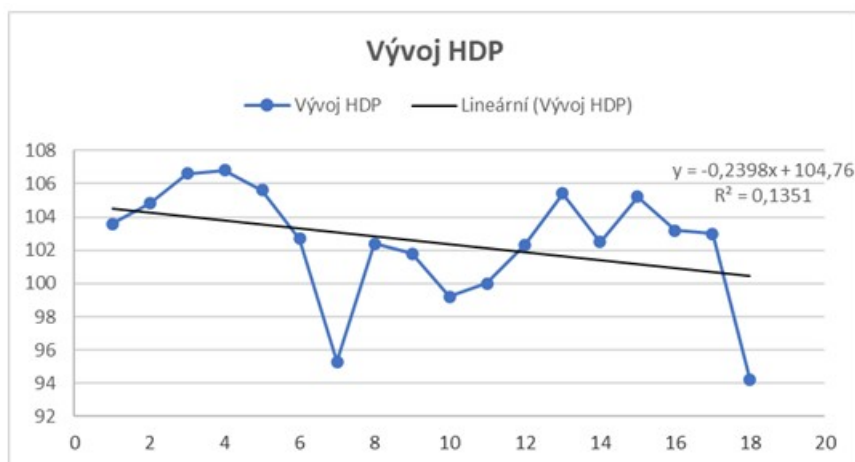
$$\hat{x}_{T+h}^{\min} = (a - 2SE_a) + (b - 2SE_b) \cdot (T + h)$$

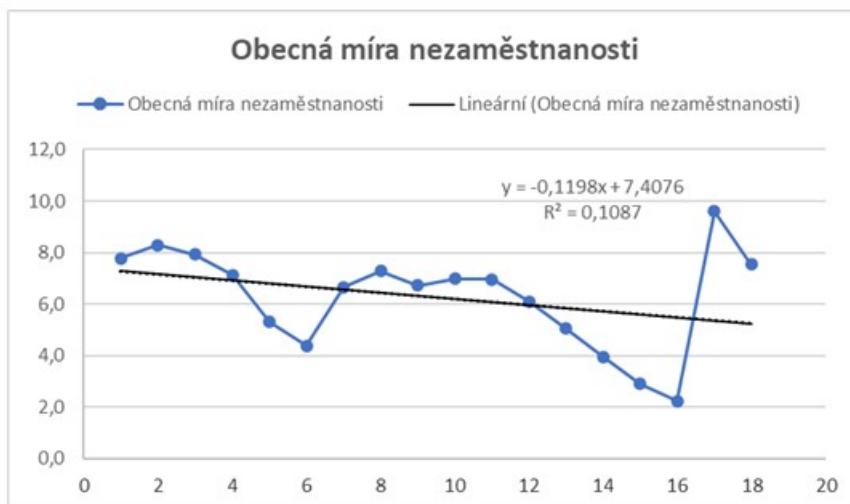
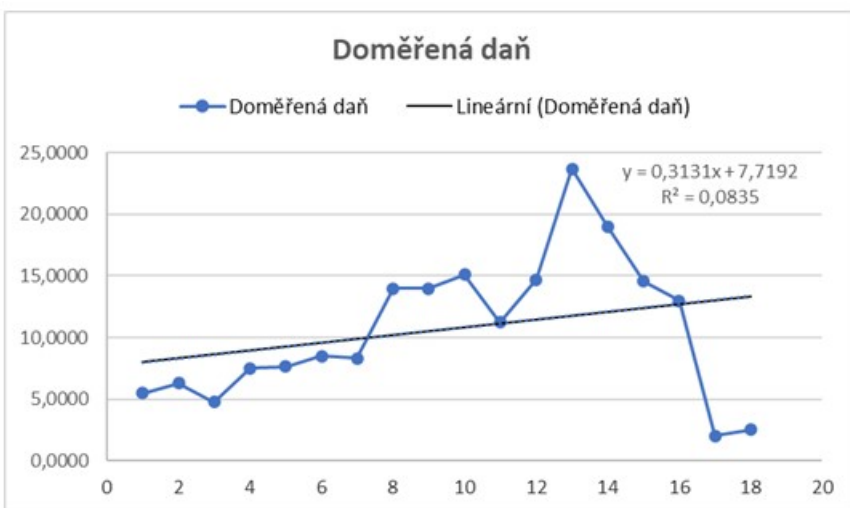
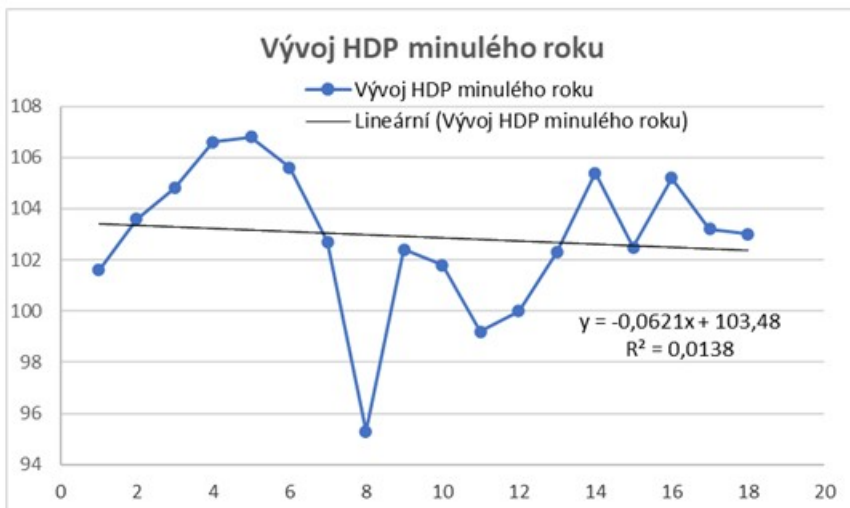
$$\hat{x}_{T+h}^{\max} = (a + 2SE_a) + (b + 2SE_b) \cdot (T + h)$$

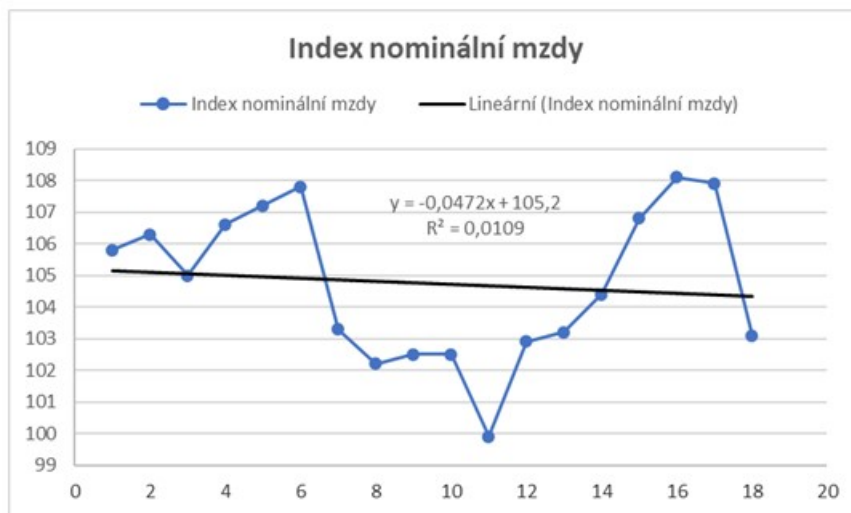
Zdroj: Tvrdoň, 2019

### Grafické znázornění trendových funkcí

Graf 13: Grafické znázornění trendových funkcí za období 2003 až 2020







V horní tabulce je pro každou vysvětlující proměnnou uvedena rovnice trendové funkce, koeficienty trendové funkce  $a$ ,  $b$  a jejich standardní chyby  $SE_a$  a  $SE_b$ . V dolní tabulce je uveden výpočet budoucích intervalových hodnot pro rok 2021 pro vysvětlující proměnné z trendové funkce (intervalová prognóza).

Tabulka 40: Intervalová prognóza pro rok 2021

|   | JV                | Vývoj HDP                   | Vývoj HDP<br>minulého roku                                       | Doměřená daň                | Obecná míra<br>nezaměstnanosti | Index nominální<br>mzdy    |
|---|-------------------|-----------------------------|--|-----------------------------|--------------------------------|----------------------------|
| rovnice trendové<br>funkce                  | $x1t$<br>$1 + 0t$ | $x2t$<br>$104,76 - 0,2398t$ | $x2(t-1)$<br>$103,48 - 0,0621t$                                  | $x3t$<br>$7,7192 - 0,3131t$ | $x4t$<br>$7,4076 - 0,1198t$    | $x5t$<br>$105,2 - 0,0472t$ |
| $a$   | 1                 | 104,7600                    | 103,4800   | 7,7192                      | 7,4076                         | 105,2000                   |
| $b$   | 0                 | -0,2398                     | -0,0621  | 0,3131                      | -0,1198                        | -0,0472                    |
| $SE_a$                                      | 0                 | 1,6422                      | 1,4212   | 2,8071                      | 0,9280                         | 1,2139                     |
| $SE_b$                                      | 0                 | 0,1517                      | 0,1313   | 0,2593                      | 0,0857                         | 0,1121                     |
|   |                   |                             | $\hat{x}_{T+h}^{\min} = (a - 2SE_a) + (b - 2SE_b) \cdot (T + h)$ |                             |                                |                            |
| intervalový odhad vysvětlujících proměnných |                   |                             | $\hat{x}_{T+h}^{\max} = (a + 2SE_a) + (b + 2SE_b) \cdot (T + h)$ |                             |                                |                            |
|   | $x1t$             | $x2t$                       | $x2(t-1)$  | $x3t$                       | $x4t$                          | $x5t$                      |
| 2021 (t19) min                              | 1                 | 91,2                        | 94,5   | -1,8                        | 0,0                            | 97,6                       |
| 2021 (t19) max                              | 1                 | 109,3                       | 110,1  | 29,1                        | 10,2                           | 111,0                      |

### 6.11 Odvození bodové prognózy ex ante pro proměnnou $y_{1t}$ pro následující období a intervalové prognózy ex ante proměnné $y_{2t}$ pro následující dvě období.

K odvození bodové prognózy  $y_{1t}$  a  $y_{2t}$  byly použity trendové funkce z úlohy 2.10. Z nich byly vypočítány bodové odhady vysvětlujících proměnných  $x$  na roky 2020 a 2021 a následně s využitím redukovaného modelu (matice  $M$ ) bodové odhady pro  $y_1$  a  $y_2$  na roky 2020 a 2021.

U proměnné  $y_{2t}$  byly následně ještě vypočítány intervalové odhady na roky 2020 a 2021 s použitím vzorce:

$$\hat{y}_{t+1} \pm t_{\alpha} \text{tabulkove} * SE(y_{t+1} - \hat{y}_{t+1})$$

Zdroj: Hušek, 2007

kde velikost standardní chyby SE ve vzorci je nahrazena Směrodatnou chybou regrese = 16,68295 z výstupu Gretl u druhé rovnice modelu pro  $y_{2t}$ . Tabulkovou hodnotu najdeme ve statistických tabulkách pro t test na hladině alfa = 0,05 a počet stupňů volnosti = n-p = 18-6 = 12, kde n = počet let a p = počet parametrů. Tabulková hodnota tedy byla  $t_{0,05}(12) = 2,1788$

Tabulka 41: Vypočítaná bodová a intervalová prognóza pro rok 2021 a 2022

|                 |        |                |       |                |        |
|-----------------|--------|----------------|-------|----------------|--------|
| <b>rok 2021</b> |        |                |       |                |        |
| $y_{1t}$        | 840,31 |                |       |                |        |
| $y_{2t}$        | 90,90  | $y_{2t(\min)}$ | 54,55 | $y_{2t(\max)}$ | 127,25 |
|                 |        |                |       |                |        |
| <b>rok 2022</b> |        |                |       |                |        |
| $y_{1t}$        | 851,70 |                |       |                |        |
| $y_{2t}$        | 89,57  | $y_{2t(\min)}$ | 53,22 | $y_{2t(\max)}$ | 125,92 |

Bodová prognóza pro  $y_{1t}$  byla vypočítána na rok 2021 = 840,31 mld. Kč a na rok 2022 = 851,70 mld. Kč.

Bodová prognóza pro  $y_{2t}$  byla vypočítána na rok 2021 = 90,9 mld. Kč a na rok 2022 = 89,57 mld. Kč.

Intervalová prognóza pro  $y_{2t}$  byla vypočítána na rok 2021 = (54,55 mld. Kč; 127,25 mld. Kč).

Intervalová prognóza pro  $y_{2t}$  byla vypočítána na rok 2022 = (53,22 mld. Kč; 125,92 mld. Kč).

## 7 Závěr

Cílem tohoto projektu bylo prozkoumat vývoj inkasa daňových příjmů v ČR a nedoplatky na daních. Datová základna byla vytvořena ze zjištěných informací na základě vyhledávání v databázích na internetových stránkách Českého statistického úřadu, Nejvyššího kontrolního úřadu, České národní banky a Ministerstva financí z výročních zpráv o činnosti Finanční správy ČR a Celní správy ČR a z výhledů Ministerstva financí.

V případě jednorovnicového modelu bylo analyzováno inkaso daňových příjmů ČR v závislosti na zvolených makroekonomických proměnných (vývoji HDP, obecné míře nezaměstnanosti a indexu nominální mzdy). Výsledky testu běžné metody nejmenších čtverců v excelu (shodné s výstupy SW Gretl) většinou potvrdily ekonomické předpoklady a pokud se naskytly rozdíly, byly řádně interpretovány. Ve statistické verifikaci vyšly jako statisticky významné parametry obecná míra nezaměstnanosti, index nominální mzdy a jednotkový vektor. Jako statisticky nevýznamná vyšla proměnná roční vývoj HDP. Směry vypočtených elasticit se shodovaly s předpoklady u vývoje HDP a obecné míry nezaměstnanosti. Jednorovnicový model částečně potvrdil závislost inkasa daňových příjmů na vybraných makroekonomických ukazatelích.

Po úpravě jednoduchého modelu v mocinné podobě vyšly jako statisticky významné všechny parametry (jednotkový vektor, přírůstek/úbytek HDP, obecná míra nezaměstnanosti a index nominální mzdy). Tento model i na základě vypočteného koeficientu determinace vyšel jako vhodnější pro použití.

U simultánního modelu bylo dosaženo dynamizace za pomoci zpožděné exogenní proměnné. V modelu nebyla detekována multikolinearita mezi vysvětlujícími proměnnými párovými koeficienty. Výsledky testování strukturálních parametrů za pomoci dvoustupňové metody nejmenších čtverců byly provedeny v SW Gretl. Jako statisticky nevýznamný parametr v 1. rovnici vyšel vývoj HDP v minulém roce a doměřená daň. Ani statisticky významná nevyšla závislost inkasa daňových příjmů na výši daňových nedoplatků. Statisticky významný vyšel jednotkový vektor a parametr obecná míra nezaměstnanosti. Z těsnosti závislosti 1. rovnice vyšlo, že změna inkasa daňových příjmů v ČR je z 83 % vysvětlena změnami ve zvolených vysvětlujících proměnných v rovnici, tedy změnou jednotkového vektoru, vývoje HDP minulého roku, doměřené daně a obecné míry nezaměstnanosti na základě kontrolní činnosti správce daně a výše nedoplatků na daních. Ve 2. rovnici vyšly jako statisticky významný jednotkový vektor, parametr index nominální mzdy a inkaso daňových příjmů naopak vývoj HDP je statisticky nevýznamný. Z těsnosti závislosti 2. rovnice vyšlo, že změna výše nedoplatků na dani v ČR je ze 77 % vysvětlena změnami ve zvolených vysvětlujících proměnných v rovnici (inkasem daňových příjmů, JV, vývojem HDP a indexem nominální mzdy). Verifikací u 1. a 2. rovnice bylo zjištěno, že byly částečně potvrzeny předpoklady. Ekonometrická verifikace byla v pořádku v případě druhé rovnice (nebyla pouze potvrzena závislost na indexu nominální mzdy). V případě první rovnice nevyšly předpoklady u vývoje HDP minulého roku a u doměřené daně. Z provedené analýzy vycházelo, že s růstem HDP, indexem

nominální mzdy a s klesající nezaměstnaností, bude růst inkaso daňových příjmů a naopak, pokud bude klesat HDP a index nominální mzdy a zároveň poroste nezaměstnanost, bude klesat inkaso daňových příjmů. Analýza potvrdila závislost makroekonomických ukazatelů na změnách v inkasu daňových příjmů.

Pro testování kvality modelu byla sestavena prognóza ex-post pro dvě poslední období. Ex-post prognóza obou vysvětlovaných proměnných byla provedena pomocí redukovaného tvaru modelu, který byl získán ze strukturálního modelu odhadnutého ze zkrácené datové základny. Pomocí nových odhadnutých parametrů byla vytvořena nová matice multiplikátorů. Za pomoci reálných hodnot exogenních proměnných byly odvozeny teoretické hodnoty obou vysvětlovaných proměnných. Odhadovaný objem inkasa daňových příjmů pro rok 2019 vyšel 959,3 mld. Kč, což je v relativním srovnání od skutečné hodnoty chybné o -11,68 % a pro rok 2020 vyšel objem inkasa daňových příjmů ve výši 984,6 mld. Kč, což se odchyluje od skutečnosti v relativním srovnání o -4,1 %. Na základě uvedeného vyplývá, že inkaso daňových příjmů je poměrně dobře odhadnuté na základě zvoleného modelu.

Tento předpoklad ale nevychází v případě nedoplatků, které tak dobře odhadnuté na základě zvoleného modelu nebyly. To je dáno skutečností, že predikce výše nedoplatků je ovlivněna i dalšími statisticky významnými faktory, které v modelu nebyly zohledněny, a to i z důvodu, že ne všechny lze správně kvantifikovat. Jednak tu hraje velkou roli hledisko lidského faktoru, kdy povinnost daň uhradit nebo neuhradit je jenom odpovědností a rozhodnutím konkrétní osoby, která s tím nese riziko, že pokud daň neuhradí, tak se dopouští protiprávního jednání, za které nese následky. Tato skutečnost se nedá dopředu odhadnout. Další faktor je i časové hledisko, kdy efekt uhradit daň je potřeba posuzovat z dlouhodobého hlediska, protože lhůta pro placení daně je dána ze zákona. Dle ustanovení § 160 daňového řádu odst. 1, nelze nedoplatek vybrat a vymáhat po uplynutí lhůty pro placení daně, která činí 6 let. Lhůta pro placení daně začne běžet dnem splatnosti daně. Jde-li o nedoplatek z částky daně, k jejíž úhradě byla stanovena náhradní lhůta splatnosti, začne lhůta pro placení běžet náhradním dnem splatnosti daně. Vedle toho jsou v ust. § 160 daňového řádu v odst. 2 až 6 uvedeny další okolnosti, které prodlužují lhůtu pro placení daně. Na základě těchto skutečností je patrné, že zvolený model není vhodný pro predikci nedoplatků, tak jako je tomu u inkasa daňových příjmů.



## 8 Seznam použité literatury a zdrojů

### Knižní zdroje:

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. Ekonomické časové řady. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2009, 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.

ČECHURA, Lukáš, Pavlína Hálová, Zdeňka Žáková Kroupová, Michal Malý, Jarmila Peterová, Lenka Rumánková, Cvičení z ekonometrie, 3. vyd. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze Provozně ekonomická fakulta, 2018, 90 s. ISBN: 978-80-213-2405-3

GUJARATI, Damodar N. Basic econometrics. 5th ed., vyd. Boston: McGraw-Hill International Edition, 2009, 922 p. ISBN13: 9780073375779

HAMPEL, David, Veronika BLAŠKOVÁ a Luboš STŘELEČEK. Ekonometrie 2, 3. přeprac. vyd. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2016, 153 s. ISBN 978-807509-427-8.

HANČLOVÁ, Jana. Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2012, 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1.

HINDLS, Richard, Jakub Fischer, Jan Seger, Stanislava Hronová. Statistika pro ekonomy. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007, 415 s. ISBN 978-80-86946-43-6.

HUŠEK, Roman. Ekonometrická analýza. Vyd. 1. Praha: Economica, 2007, 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.

JUREČKA, Václav. Makroekonomie. 1. vyd. Praha: Grada, 2010, 332 s. Expert (Grada). ISBN 9788024732589.

JUREČKA, Václav. Makroekonomie. 2. aktualiz. vyd. Praha: Grada, 2013, 342 s. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-4386-8.

TVRDOŇ, Jiří. Ekonometrie. 5. vyd. Praha: ČZU v Praze, 2019, Provozně ekonomická fakulta. ISBN 978-80-213-0819-0.

ŽÁK, Milan. Hospodářská politika. Vyd. 1. Praha: Vysoká škola ekonomie a managementu, 2006, 210 s. ISBN 80-86730-04-2.

### Zákony:

23/1991 Sb., Ústavní zákon, Listina základních práv a svobod

280/2009 Sb., Daňový řád

234/2004 Sb., Zákon o dani z přidané hodnoty

586/1992 Sb., Zákon o daních z příjmů

112/2006 Sb., Zákon o evidenci tržeb

137/2020 Sb., Zákon o některých úpravách v oblasti evidence tržeb v souvislosti s vyhlášením nouzového stavu

449/2020 Sb., Zákon, kterým se mění zákon č. 137/2020 Sb., o některých úpravách v oblasti evidence tržeb v souvislosti s vyhlášením nouzového stavu

Internetové zdroje:

ASPI. Server [aspi.fs.mfcr.cz](http://aspi.fs.mfcr.cz) [cit. 2021–10-29].

Internetové stránky Evropské komise. Daňová a celní unie. [online] 2021, [cit. 2021–10-29]. Dostupné z: [https://ec.europa.eu/taxation\\_customs/taxation-1/eu-tax-policy-strategy\\_en](https://ec.europa.eu/taxation_customs/taxation-1/eu-tax-policy-strategy_en)

NKÚ. Zpráva o daních v České republice [online]. 25.7.2019, [cit. 2021–10-29]. Dostupné z: <https://www.nku.cz/cz/publikace-a-dokumenty/ostatni-publikace/zprava-o-danich-v-ceske-republice-id10649/>

PWC. Paying taxes 2019 [online]. 8.4.2019 [cit. 2021–10-29]. Dostupné z: [https://blog.pwc.cz/pwc\\_ceska\\_republika\\_news/2019/04/paying-taxes-2019.html](https://blog.pwc.cz/pwc_ceska_republika_news/2019/04/paying-taxes-2019.html)

OECD. Global Revenue Statistics Database [online]. update 2021 [cit. 2021–10-30]. Dostupné z: [https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=RS\\_GBL](https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=RS_GBL)

OECD. Tax revenue. [online]. update 2021 [cit. 2021–10-30]. Dostupné z: <https://www.oecd.org/tax/tax-policy/global-revenue-statistics-database.htm>

Ministerstvo financí. Plnění státního rozpočtu ČR za leden až prosinec 2020. [online]. 5.1.2021 [cit. 2021–10-30]. Dostupné z: <https://www.mfcr.cz/cs/aktualne/tiskove-zpravy/2021/pokladni-plneni-sr-40434>

ČNB: ARAD systém časových řad. Státní rozpočet a daně [online]. 2003-2021 [cit. 2021–10-29]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.PARAMETRY\\_SESTAVY?p\\_sestuid=1410&p\\_strid=ABA&p\\_lang=CS](https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=1410&p_strid=ABA&p_lang=CS)

Monitor [online]. 2021 [cit. 2021-10-24]. Dostupné z: <http://monitor.statnipokladna.cz/2020/statni-rozpocet/>

ČSÚ [online]. 2021 [cit. 2021–10-31]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/domovmuni.cz> [online]. 2021 [cit. 2021–10-29]. Statistika a pravděpodobnost | Přírodovědecká fakulta Masarykovy univerzity. Dostupné z: <https://is.muni.cz/do/rect/el/estud/prif/ps15-/statistika/web/pages/regres-anal.html>

## 9 Seznam obrázků, grafů a tabulek

*Obrázek 1:* Výstupy odhadu modelu v SW Gretl

*Obrázek 2:* Ekonometrická verifikace modelu v SW Gretl

*Obrázek 3:* Výstupy odhadu modelu v SW Gretl pro první rovnici

*Obrázek 4:* Výstupy odhadu modelu v SW Gretl pro druhou rovnici

*Graf 1:* Vývoj spotřebních, přímých a majetkových daní od 2003 do 2020

*Graf 2:* Vývoj daňového inkasa ve vztahu k vybraným makroekonomickým ukazatelům

*Graf 3:* Vývoj vybraných makroekonomických ukazatelů

*Graf 4:* Vývoj daňových a nedaňových příjmů do státního rozpočtu v letech 2002 až 2020

*Graf 5:* Příjmy státního rozpočtu České republiky v roce 2020

*Graf 6:* Inkaso daňových příjmů na jednotlivých daních v letech 2003 až 2020

*Graf 7:* Struktura daňových příjmů v roce 2020

*Graf 8:* Vývoj sazeb v letech 2003 až 2020

*Graf 9:* Grafické znázornění minimalizace součtu čtverců reziduí pomocí metody nejmenších čtverců

*Graf 10:* Vlastní grafické znázornění endogenní proměnné

*Graf 11:* Vlastní zpracování trendové funkce pro inkaso daňových příjmů

*Graf 12:* Grafické znázornění trendových funkcí za období 2003 až 2018

*Graf 13:* Grafické znázornění trendových funkcí za období 2003 až 2020

*Tabulka 1:* Podkladová data k vývoji spotřebních, přímých a majetkových daní od 2003 do 2020

*Tabulka 2:* Podkladová data k vývoji daňového inkasa ve vztahu k vybraným makroekonomickým ukazatelům

*Tabulka 3:* Vývoj vybraných makroekonomických ukazatelů

*Tabulka 4:* Vývoj daňových a nedaňových příjmů do státního rozpočtu v letech 2002 až 2020

*Tabulka 5:* Inkaso daňových příjmů na jednotlivých daních v letech 2003 až 2020

*Tabulka 6:* Vývoj sazeb v letech 2003 až 2020

*Tabulka 7:* Předpokládané závislosti

*Tabulka 8:* Podkladová data v SW Excel

*Tabulka 9:* Statistické veličiny získány pomocí SW Gretl

*Tabulka 10:* Zpracování korelační matice v SW Excel

*Tabulka 11:* Podkladová data pro odhad parametrů BMNČ

*Tabulka 12:* Podkladová data v Excelu

*Tabulka 13:* Matice  $X^T$

*Tabulka 14:* Matice  $X$ ,  $(X^T * X)^{-1}$ ,  $y$ ,  $\gamma$

*Tabulka 15:* Výsledek odhadu parametrů  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$ ,  $\gamma_3$  a  $\gamma_4$

*Tabulka 16:* Porovnání výstupů z modelu s předpoklady

*Tabulka 17:* Výpočet těsnosti závislosti v SW Excel

*Tabulka 18:* Těsnost závislosti v SW Gretl

*Tabulka 19:* Výpočet pružnosti pro rok 2020 v SW Excel  
*Tabulka 20:* Upravená podkladová data v mocninné podobě  
*Tabulka 21:* Odhad modelu v SW Gretl  
*Tabulka 22:* Ekonomická interpretace parametrů  
*Tabulka 23:* Předpokládané závislosti pro první rovnici  
*Tabulka 24:* Předpokládané závislosti pro druhou rovnici  
*Tabulka 25:* Podkladová data v SW Excel  
*Tabulka 26:* Statistické veličiny získány pomocí SW Gretl  
*Tabulka 27:* Zpracování korelační matice v SW Excel  
*Tabulka 28:* Výstupy z odhadu modelu pro závislou proměnnou  $y_1$  (inkaso daňových příjmů) ze SW Gretl  
*Tabulka 29:* Výstupy z odhadu modelu pro závislou proměnnou  $y_2$  (daňové nedoplatky) ze SW Gretl  
*Tabulka 30:* Porovnání výstupů z modelu pro první rovnici s předpoklady  
*Tabulka 31:* Porovnání výstupů z modelu pro druhou rovnici s předpoklady  
*Tabulka 32:* Výstupy z odhadu modelu pro závislou proměnnou  $y_1$  (inkaso daňových příjmů) ze SW Gretl  
*Tabulka 33:* Výstupy z odhadu modelu pro závislou proměnnou  $y_2$  (daňové nedoplatky) ze SW Gretl  
*Tabulka 34:* Rozdělení výskytu vazeb v jednotlivých rovnicích v redukovaném modelu  
*Tabulka 35:* Interpretace první rovnice redukovaného modelu  
*Tabulka 36:* Interpretace druhé rovnice redukovaného modelu  
*Tabulka 37:* Rovnice nových trendových funkcí na roky 2019 a 2020  
*Tabulka 38:* Prognóza nových trendových funkcí na roky 2019 a 2020  
*Tabulka 39:* Předpověď a srovnání se skutečností  
*Tabulka 40:* Intervalová prognóza pro rok 2021  
*Tabulka 41:* Vypočítaná bodová a intervalová prognóza pro rok 2021 a 2022

## **10 Seznam použitých zkratk**

ARAD-veřejná databáze, která je součástí informačního servisu České národní banky

BMNČ-běžná metoda nejmenších čtverců

č. - číslo

ČNB-Česká národní banka

ČR-Česká republika

ČSÚ-Český statistický úřad

DK-daňová kontrola

DMNČ-dvoustupňová metoda nejmenších čtverců

DPFO-daň z příjmů fyzických osob

DPH-daň z přidané hodnoty

DPPO-daň z příjmů právnických osob

EET-elektronická evidence tržeb

EK-Evropská komise

EU-Evropská unie  
FO-fyzická osoba  
GDP-gross domestic product  
HDP-hrubý domácí produkt  
INM-index nominální mzdy  
IDP-inkaso daňových příjmů v software Gretl  
JV-jednotkový vektor  
Kč-korun českých  
LRM-Lineárně regresní model  
mil.-milión  
mld.-miliarda  
MS Excel-Microsoft excel  
NKÚ-Nejvyšší kontrolní úřad  
OECD-Organisation for Economic Co-operation and Development (Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj)  
PO-právnícká osoba  
POP-postup k odstranění pochybností  
SPD-spotřební daně  
SR-státní rozpočet  
SW-software  
TSLS-Two-stage least squares (DMNČ-dvoustupňová metoda nejmenších čtverců)  
VIF-variance inflation factor (Faktor změny variability)