

Vysoká škola ekonomická v Praze
FAKULTA FINANCÍ A ÚČETNICTVÍ
KATEDRA VEŘEJNÝCH FINANCÍ

DISERTAČNÍ PRÁCE

2018

Ing. Ondřej Bayer

Vysoká škola ekonomická v Praze
FAKULTA FINANCÍ A ÚČETNICTVÍ
KATEDRA VEŘEJNÝCH FINANCÍ

Odhady daňových příjmů

DISERTAČNÍ PRÁCE

Autor : Ing. Ondřej Bayer

Vedoucí : doc. Ing. Leoš Vitek, Ph.D.

2018

Prohlášení:

Prohlašuji, že jsem práci s názvem „Odhady daňových příjmů“ zpracoval samostatně a veškerou použitou literaturu a zdroje jsem náležitě označil a uvedl v přiloženém seznamu literatury.

V Praze dne 29. května 2018

.....

Ing. Ondřej Bayer

Poděkování

Rád bych zde poděkoval svému školiteli doc. Ing. Leoši Vítkovi, Ph.D. za trpělivé a odborné vedení této práce. Dále bych rád poděkoval prof. Ing. Aleně Vančurové, Ph.D., která mne přesvědčila, že tuto práci mám dopsat.

Dále bych rád poděkoval své rodině za podporu během celého studia na VŠE ekonomické v Praze. Specificky musím poděkovat svoji přítelkyni, která se mnou trpělivě snášela všechny strasti, než tato práce spatřila světlo světa.

Abstrakt

Hlavním cílem disertační práce byla analýza závislosti daňových příjmů vybraných zemí z hlediska jejich citlivosti na dlouhodobých makroekonomických indikátorech. Dále byl zkoumán vztah jednotlivých daňových multiplikátorů napříč vybranými státy. Použitou metodou byla analýza nestacionárních časových řad, konkrétně kointegrační analýza odvozená Engle-Grangerovou větou. Výsledky indikují splnění hlavního cíle, tj. konstrukci dynamických modelů daňových příjmů pomocí makroekonomických indikátorů, konkrétně bylo využito hrubého domácího produktu, konečné osobní spotřeby, míry nezaměstnanosti a objemu importu. Z hlediska mezinárodní komparace byla provedena analýza na České republice, Německu, Polsku a Slovensku, kdy dosažené výsledky testovaných hypotéz prokázaly ve většině daní obdobnou závislost daňových příjmů na vybraných makroindikátorech mezi Českou republikou a Slovenskem a závislost všech post-socialistických zemí v případě přímých daní.

Klíčová slova

daňové příjmy, predikce, kointegrační analýza, regrese

Abstract

The main aim of the thesis was to analyze the dependence of tax revenues of selected countries on their sensitivity to long-term macroeconomic indicators. Furthermore, the relationship of individual tax multipliers across selected states was examined. The method used was the analysis of non-stationary time series, namely cointegration analysis derived by the Engle-Granger theorem. The results indicate the fulfillment of the main objective, ie the construction of dynamic models of tax revenues using macroeconomic indicators, namely the gross domestic product, final personal consumption, unemployment rates and import volumes. From the point of view of international comparison, an analysis was performed in the Czech Republic, Germany, Poland and Slovakia where the results of the hypotheses tested showed in most taxes a similar dependence of tax revenues on selected macro-indicators between the Czech Republic and Slovakia. Dependence of all post-socialist countries on direct taxes was also proved.

Keywords

tax revenues, forecasting, cointegration analysis, regression

Obsah

1	Úvod.....	1
1.1	Vymezení problematiky.....	1
1.2	Cíle a metody disertační práce	2
1.3	Členění práce.....	3
1.4	Stav současného poznání	4
1.5	Význam a definice daní z hlediska daňové teorie	10
2	Daňové příjmy a popis problematiky.....	17
2.1	Česká republika	18
2.2	Německo	26
2.3	Polsko	34
2.4	Slovensko	41
3	Data.....	49
3.1	Hrubý domácí produkt (GDP).....	50
3.2	Spotřeba	52
3.3	Export a import	55
3.4	Zaměstnanost a trh práce	58
3.5	Inflace	65
3.6	Cena ropy	66
3.7	Shrnutí	68
4	Modely nestacionárních časových řad	70
4.1	Engle-Grangerova věta a modely ADL -ECM	72
4.2	Použité statistické testy.....	74
4.3	Popis postupu	78
5	Konstrukce modelů	80
5.1	Odhad modelů pro Českou republiku.....	80

5.2	Odhad modelů daňových příjmů pro Německo	92
5.3	Odhad modelů pro Polsko	103
5.4	Odhad modelů daňových příjmů pro Slovensko	113
6	Výsledky a vyhodnocení modelů	123
6.1	Vyhodnocení kvality modelů	123
6.2	Výsledky celkových daňových příjmů	124
6.3	Výsledky osobní důchodové daně.....	125
6.4	Výsledky korporátní daně.....	127
6.5	Výsledky daně z přidané hodnoty	128
	Závěr a diskuse.....	130
	Seznam literatury.....	135
	Seznam tabulek	140
	Seznam grafů.....	143
	Seznam zkratk	144
	Přílohy.....	145

1 Úvod

1.1 Vymezení problematiky

Stát pro své fungování potřebuje určitý objem prostředků, které v určité míře přerozděluje podle svých představ. Stát odpovídá například za ochranu svých občanů, stará se v určité míře o pomoc potřebným a handicapovaným a na to vše potřebuje finanční prostředky. Z pohledu veřejných financí jsou daně velmi významným tématem, protože ve většině států tvoří většinu příjmů státního rozpočtu. Nastavení daňové politiky je proto poměrně zásadní věcí pro rozpočtový proces. Velmi výrazným problémem státu je taktéž vliv hospodářského cyklu, kdy globální recese vede k velmi závažným problémům a daňová soustava je ve většině států bohužel nastavena pro-cyklicky, tudíž příjmy státu klesají v dobách, kdy státní intervence mohou pomoci ekonomické situaci. Vhodným nastavením daňové politiky lze zabránit cyklickému chování daní.

Základem práce je konstrukce ekonometrických modelů daňových příjmů. Konstrukce kvalitních daňových modelů je aktuálním tématem, protože kvalitní prognózy daňových příjmů jsou nezbytnou součástí fiskální politiky. Vzhledem k průběhu rozpočtového procesu je nutné odhadovat objem vybraných prostředků již před zdaňovacím obdobím a až následně lze odhad ověřit pomocí skutečně vybraných daní.

Daňové odhady je možno konstruovat dvojím způsobem. Mikroekonomický přístup je založen na výpočtu daňových příjmů pro určenou (typizovanou) jednotku (poplatník, rodina apod.) a díky následné agregaci všech jednotek je možno dojít k modelu celkového systému. Tento přístup je ale spíše vhodný pro určení dopadu specifických úprav daně, protože při jeho využití je možno zachytit každou změnu daňového předpisu. Tento přístup je ale nevýhodný pro dlouhodobější pozorování, kdy je přijato mnoho úprav daňového předpisu a pro dlouhé časové pozorování je velmi obtížné zahrnout každou úpravu daňového zákona.

Druhý přístup k modelování je makroekonomický. Tento přístup vychází z možnosti odhadování celkových daňových příjmů pomocí agregovaných proměnných. Obvykle je pro makroekonomický přístup využíváno ekonometrických metod.

Hlavním cílem této disertační práce je analýza závislosti daňových příjmů vybraných zemí z hlediska jejich citlivosti na dlouhodobých makroekonomických parametrech. Analýza této závislosti je založena na existenci vztahu ekonomických ukazatelů a daňových příjmů bez

ohledu na specifické nastavení daně, přesněji sazba daně a ostatní exogenní faktory jsou zde uvedeny pouze jako instrumentální proměnné. Dále je zkoumán vztah jednotlivých daňových multiplikátorů napříč vybranými státy pomocí komparační analýzy.

Vzhledem k rozsahu této práce byly jako státy vybrány Česká republika, Německo, Polsko a Slovensko. Konkrétními důvody pro vybrání těchto států byla geografická poloha, kdy všechny zmíněné státy sousedí s Českou republikou. Dalším důvodem pro vybrání těchto států byly nadstandardní ekonomické vztahy mezi bývalými centrálně plánovanými ekonomikami (Česká republika, Polsko a Slovensko) a dominantním obchodním partnerem všech výše zmíněných zemí - Německem. Posledním důvodem pro výběr těchto států je i jejich členství v Evropské unii.

Druhým arbitrárním krokem byl výběr vhodných daňových příjmů ke konstrukci prognostických modelů. Opět vzhledem k rozsahu práce byly vybrány celkové daňové příjmy, osobní důchodová daň, korporátní daň a daň z přidané hodnoty.

1.2 Cíle a metody disertační práce

Hlavním cílem práce je identifikovat krátkodobé a dlouhodobé vztahy vybraných makroindikátorů na vybrané daňové příjmy určených států. Dílčím cílem je komparace získaných vztahů mezi vybranými státy.

Využití ekonometrických nástrojů slouží ke konstrukci velmi přesných odhadů, v případě dynamického modelování je možno vycházet z již známých dat minulého roku pro možnou predikci budoucího daňového příjmu.

Vzhledem k použité mezinárodní komparaci lze vytvořit několik hypotéz, které je možné otestovat:

1. **Hypotéza 1:** Post-socialistické státy vykazují obdobnou závislost daňových příjmů na makroindikátorech.
 - 1.1. **Dílčí hypotéza 1:** Mezi Českou republikou a Slovenskem je díky specifickým historicko-sociologickým vztahům velmi obdobný vztah multiplikátorů a daňových příjmů.
2. **Hypotéza 2:** Německo vykazuje výrazně odlišnou závislost daňových příjmů z titulu daně z příjmů fyzických osob díky specifické konstrukci daně.

Kritériem pro přijetí hypotézy 1 je rozdíl multiplikátorů nižší než 0,05. Toto číslo ukazuje rozdíl 50 milionů USD pro daňové příjmy při jednotkové změně makroindikátoru. Hypotéza 1 bude testována pro každou ze zvolených daní.

Hypotéza 2 bude testována pouze pro daň z příjmů fyzických osob a bude přijata při rozdílné konstrukci modelu, případně při rozdílu o 0,05 větším než průměrná hodnota multiplikátoru u ostatních států.

Způsob řešení zvolených cílů práce vychází z metod ekonometrického modelování. V prvním kroku se věnujeme vysvětlovaným proměnným z hlediska jejich průběhu a eliminace možných diskrétních vlivů daňové politiky pomocí konstrukce instrumentální proměnné založené na výrazných změnách konstrukce daně (daňový algoritmus). Dále jsou určeny a analyzovány makroekonomické vysvětlující proměnné. Aby byla možná komparace jednotlivých států, je třeba vymezit bazickou zemi, která bude určovat vhodné kombinace vysvětlujících proměnných – v tomto případě se jedná o Českou republiku. Výběr vhodných makroindikátorů vychází z předpokladů modelování nestacionárních časových řad.

Následně jsou konstruovány modely pro jednotlivé státy s vybranými ukazateli pomocí ADL-ECM modelů. V případě, že není možné sestavit jednorovnicový kointegrační model je pro ilustraci vůči ostatním státům odvozen model krátkodobých vztahů.

Po vytvoření modelů pro všechny státy i daňové příjmy, následně je provedena diskuze získaných vztahů.

Získané analytické závěry jsou shrnuty v syntetizujícím závěru.

1.3 Členění práce

První kapitola práce je věnována stavu dosavadního zkoumání zvolené problematiky. Stav zkoumání je rozdělen na práce týkající se daňové politiky a daňových systémů s vazbou na problematiku veřejných financí. Druhá část se zabývá literaturou ve vztahu k ekonometrickému modelování. Třetí část první kapitoly je věnována stručnému popisu daňové teorie.

Druhá kapitola popisuje daňové systémy vybraných zemí z hlediska určených daňových příjmů u jednotlivých států. Jednotlivé daňové příjmy jsou graficky analyzovány z hlediska strukturálních změn a je provedena stručná diagnostika exogenních procesů ovlivňujících jejich vývoj.

Třetí kapitola se zabývá popisem makroindikátorů a zvolené metodiky. První část popisuje vybrané makroindikátory. Vztahy mezi jednotlivými státy jsou určeny pomocí korelační analýzy a graficky je analyzován vývoj makro-indikátorů. Druhá část třetí kapitoly je tvořena metodickým popisem zvolených metod jednorovnicové kointegrační analýzy. Dále jsou zde diskutována omezení plynoucí z vybraných statistických testů a jevů.

Čtvrtá kapitola provádí výstavbu jednotlivých regresních modelů s následnou diskuzí výsledků. V závěru této kapitoly je provedena komparační analýza odhadnutých regresních koeficientů, která je klíčová pro dosažení cíle této práce.

Poslední kapitola se zabývá shrnutím získaných výsledků a diskutuje výsledek práce potvrzením či zamítnutím zvolených hypotéz.

1.4 Stav současného poznání

Následující část je věnována popisu poznatků získaných z literatury. Jako první jsou analyzovány hlavní prameny literatury ve vztahu ke zkoumané problematice daňových příjmů pomocí ekonometrického přístupu. Je ale třeba zmínit, že pro samotnou konstrukci modelů z pohledu vysvětlujících proměnných je relativně obtížné najít vhodnější modely pro státy bývalého východního bloku, proto jsou aplikovány obecné poznatky pro univerzální proměnné z celosvětových odhadů.

Pro samotný ekonomický význam daní ve vztahu k celkovému ekonomickému rámci a veřejným financím společně s významem makroekonomických predikcí bylo využito Jenkins et al. (2000). Tato publikace byla využita pro uvedení širšího rámce vztahů mezi příjmy veřejných rozpočtů a daňovými příjmy. Specificky lze využít zejména druhé kapitoly věnované vztahu hrubého domácího produktu a daní, která ukazuje velmi významnou vazbu. Dále je významná třetí kapitola, která je věnována konstrukci modelů daňových příjmů založených na hrubém domácím produktu. Tato kapitola zmiňuje výhody i nevýhody statických i dynamických přístupů k odhadování daňových příjmů. Samotná publikace je základním pramenem pro modelování daňové elasticity, případně regresní analýzy stacionarizovaných časových řad hrubého domácího produktu a daňových příjmů. Obdobný přístup Jenkins et al. (2000) volí celá řada autorů, například Klazar (2003), Bayer (2011), Clausen (2007). Specificky je třeba zmínit Romer a Romer (2007) a McBride (2012), kteří popisují vztah daňového systému v případě silných exogenních šoků. Dalším autorem řešícím vztah mezi růstem ekonomiky a strukturou daní je Lee a Gordon (2005). Elasticity u osobní

důchodové daně popisují i Ram (1991) a Johnson a Lambert (1989). Pohled na vztah daní a ekonomického růstu taktéž nabízí Bretschger (2010) a Arnold (2008).

Legeida a Sologoub (2003) uplatňují několik přístupů k odhadování daně z přidané hodnoty, kdy jako hlavní vysvětlující proměnnou využívají hrubý domácí produkt společně s rozdílem importu a exportu.

Z českých autorů lze uvést Bezděk a Stiller (2000), kteří vytváří modely pro daň z přidané hodnoty, daň z příjmů fyzických osob, daň z příjmu právnických osob a celkové daňové zatížení. Autoři zvolili jako vysvětlující proměnné konečnou spotřebu a hrubý domácí produkt v některých modelech. Dále pak Klazar (2003), Bayer (2011), kteří vytváří vlastní predikční modely na základě regresní analýzy.

Z novějších pramenů lze uvést několik následujících autorů, kteří řeší obdobný cíl jako tato práce. Palić et al. (2017) využívá kointegrační analýzy na modelování daňových příjmů osobní důchodové daně v Chorvatsku. Zvolená metodika je obdobné metodice této práce, Palić et al. (2017) pouze využívá vícerozměrné kointegrační analýzy. Jako vysvětlujících proměnných autoři využívají ekonomické podmínky (economic conditions), průměrnou mzdu a počet poplatníků. Negativní vztah mezi ekonomickými podmínkami a vývojem daňového příjmu je zajímavý, bohužel Palić et al. (2017) ve svém příspěvku nedefinovali, co lze do ekonomických podmínek zahrnout. Využití počtu poplatníků je zajímavé. Tento ukazatel je částečně v shodě s využití počtu zaměstnaných Urrutia et al. (2015), kdy je možné předpokládat, že počet poplatníku daně odpovídá počtu zaměstnaných. Průměrná mzda v modelech osobní důchodové daně není novinkou, jak dokazuje například Mihóková et al. (2015).

Mihóková et al. (2015) se zabývá analýzou faktorů působících na daňové příjmy přímých daní zemí V4. Zvolenou použitou metodou v publikaci je regresní analýza čtvrtletních stacionarizovaných časových řad. Vysvětlující proměnné vychází hlavně z demografických indikátorů a z indikátorů trhu práce (sledovaných indikátorů je 13). Specificky autoři využívají statutární sazbu daně jako vysvětlující proměnnou a dále pak z vybraných proměnných průměrnou mzdu, výši hrubého domácího produktu, celkovou zaměstnanost a objem exportu. V případě statutární sazby a jejího pozitivního vlivu na daňový příjem (s omezením definovaným Lafferovou křivkou), jsou výsledky obdobné jako v případě Clausing (2007), Mura et al. (2015), Michalski (2012), a Devereux (2006) případně je třeba z pohledu celkových vlivů na daňový systém brát v úvahu Fuest et al. (2018), který dokumentuje možný

negativní vztah mezi sazbou korporátní daně a mzdou. Samotné výsledky modelů ale nejsou stejné, protože pro každou zemi V4 byly odvozeny jiné modely – shoda panuje pouze u České republiky, Slovenska a Polska, kdy jako statisticky významná vychází celková zaměstnanost, která má pozitivní vliv na daňový příjem. Celkovou zaměstnanost ve vztahu k daňovým příjmům taktéž dokazuje Urrutia et al. (2015), který modeluje daňový příjem přímých daní na Filipínách. Další odhadnutá významná proměnná je podíl ekonomicky aktivního obyvatelstva, který má opět pozitivní vztah k daňovým příjmům. Obdobné výsledky vykazují taktéž práce Kennedy et al. (2015), Karagöz (2013), Gupta (2007) a Clausing (2007). Specifikem pro model daňových příjmů je pro Českou republiku významnost celkové státní spotřeby, která pozitivně ovlivňuje daňový příjem. Druhým zajímavým poznatkem je významná průměrná mzda použitá v modelech slovenského daňového příjmu.

Samotný příspěvek Urrutia et al. (2015) popisuje modely daňových příjmů osobní důchodové daně na Filipínách. Specificky jsou v modelu použity jako vysvětlující proměnné růst hrubého domácího produktu, celková zaměstnanost, nezaměstnanost, inflace a cena ropy. Překvapivě jako statisticky nevýznamné proměnné vychází růst hrubého domácího produktu a míra nezaměstnanosti. Je to překvapivé vzhledem k tomu, že hrubý domácí produkt je velmi často využíván jako „univerzální“ determinant daňového příjmu, který je poměrně přesný, jak dokazuje například Jenkins et al. (2000), Klazar (2003), Bayer (2011) a další. Na obhajobu autorů je třeba zmínit, že testují veškeré proměnné na 1% hladině významnosti a v případě hrubého domácího produktu by stačilo změnit hladinu významnosti na 5 %, aby hrubý domácí produkt byl významnou součástí modelu. Význam celkové zaměstnanosti je v případě osobní důchodové daně pozitivní obdobně jako v případě Mihóková et al. (2015). Zajímavým prvkem modelu je zahrnutí ceny ropy. Tuto proměnnou lze najít například u Kenny a Winer (2006), kteří prokázali pozitivní závislost ceny ropy a výnosu korporátní daně.

Dalším článkem řešícím obdobný problém jako tato práce je Velaj a Prendi (2014), kteří se zabývají konstrukcí modelů růstu daňového příjmu v Albánii. Jako vysvětlující proměnné využívají růst hrubého domácího produktu, míru nezaměstnanosti, inflaci a přírůstek importu. Samotný příspěvek potvrzuje pozitivní vliv inflace a růstu hrubého domácího produktu s negativním vlivem nezaměstnanosti a přírůstku importu. V případě hrubého domácího produktu je ve shodě s Jenkins et al. (2000), Klazar (2003), Bayer (2011) a dalšími. Pozitivní vliv inflace částečně potvrzují Kubátová a Řihová (2009), ale zde je třeba si uvědomit, že Velaj a Prendi (2014) nevyužívají těchto proměnných pro očištění daňového výnosu od ekonomického cyklu, tak jak je inflace a míra nezaměstnanosti definována v Kubátová a

Říhová (2009). Na druhou stranu negativní vliv nezaměstnanosti na daňové výnosy potvrzuje například Gupta (2007) a Clausing (2007). Ohledně negativní závislosti míry importu je výsledek poměrně překvapivý, ale je otázkou, zda lze srovnávat odhady pro Albánii s ostatními modely pro otevřené ekonomiky, protože pozitivní vliv otevřenosti ekonomiky na daňové příjmy uvádí Gupta (2007).

Pozornost z hlediska modelování si zaslouží i Kenny a Winer (2006), kteří pomocí regresní analýzy modelují celý daňový systém z hlediska ekonomicko-sociálních vysvětlujících proměnných.

Pro analýzu výnosu korporátní daně lze využít příspěvku Kubátové a Říhové (2009), které konstruují vlastní modely pro výnos korporátní daně. Příspěvek autorek tematicky vychází z Clausing (2007) a Kenny a Winer (2006) a Devereux (2006). V případě českých výnosů autorky využívají vysvětlující proměnné uvedené v Clausing (2007) tzn. daňová sazba, velikost korporátního sektoru a ziskovost korporátního sektoru. Autorky k těmto proměnným přidávají proměnnou pro daňové úniky a očištění hospodářského cyklu.

Další rešerše jsou již členěny na literaturu a prameny zabývající se sledovanými daňovými systémy a ekonometrickou literaturu řešící problematiku ekonometrického modelování.

1.4.1 Problematika daňových systémů

Vztah jednotlivých daní a daňové politiky popisuje Kubátová (2015). Tuto problematiku dále rozvíjí z pohledu účinnosti daňové politiky v podmínkách České republiky Jakub (2011) a Dudková (2012). Doerrenberg a Peichl (2013) se zabývají velmi důležitým faktorem daňové politiky, a to daňovou morálkou, která má samozřejmě dopady na daňové příjmy.

Ukazateli jednotlivých daňových systémů v celosvětovém měřítku se zabývá OECD (2018). OECD (2018a) rozebírá problematiku daňových klínů a následně se zabývá vývojem jednotlivých sazeb osobní důchodové daně. OECD (2018b) se zabývá problematikou korporátního zdanění.

Vančurová a Láchová (2016) provádějí detailní analýzu českého daňového systému a Široký (2012) a Koubová (2009) popisují komparaci tohoto systému s ostatními státy. Specificky daním z přidané hodnoty v Evropě je věnována publikace Nerudová (2014). Janča (2011), Katreníková (2008) a Kudelová (2010) popisují základní rozdíly mezi slovenským a českým daňovým systémem. Svobodová (2010) se věnuje komparaci daňových systémů České

republiky a Německa, zatímco Švecová (2011) popisuje problematiku daní v České republice a Polsku.

1.4.2 Problematika ekonometrických modelů

Obecným úvodem do makroekonomických modelů se zabývají Clements a Hendry (1995) a Pindyck a Rubinfeld (1991). Samotné předpoklady konstrukce daňových odhadů jsou popisovány v Creedy a Gemmell (2006). Vztah daňových odhadů a daňové politiky řeší Danninger (2005), Danninger a Kyobe (2005) a Danninger et al. (2005). Spíše filosofické zamýšlení k růstu významů odhadů různých makroekonomických proměnných přináší Betz (2007).

Předpoklady pro makroekonomické predikce daňových příjmů z českých autorů řeší Podhradská (2008). Poznatky z problematiky makro-modelování a odhadování daňových příjmů shrnuje Leal et al. (2008).

V případě konstrukce libovolných ekonometrických modelů je třeba důkladně znát podklady pro ekonometrické modelování. Podklady pro ekonometrickou analýzu byly čerpány z několika publikací. Arlt a Arltová (2009) popisují základní konstrukci modelů založených na časových řadách a popisují podmínky Engle-Grangerovy věty, ale hlavně velmi dobře vysvětlují diagnostické testy a jejich interpretace. Hindls et al. (2006) popisují problematiku jednoduché a vícenásobné regresní analýzy. Konstrukcí ekonometrických modelů se zabývá publikace Doornik a Hendry (2013), kteří uvádějí teoretická východiska i podrobné návody pro statistické modelování v programu OxMetrics společně s analýzou a teoretickými podklady kointegrační analýzy.

Doornik a Hendry (2013) ale neřeší jisté problémy ve specifikaci kointegračních analýz. Hlubší teoretické předpoklady pro problematiku stacionarity a autokorelace popisují Wooldridge (2015) a Arlt a Arltová (2009). Tyto dvě publikace jsou základem pro teoretická východiska modelů v této práci.

Samotné makroekonomické indikátory nejsou schopny popsat některé specifické faktory působící na daňové příjmy. Tyto faktory je poměrně obtížné zahrnout do modelování, ale je třeba je zmínit.

Dle Klazara (2003) platí pro daňové příjmy následující:

„Konečná výše vybrané daně je výslednicí nepřeberného množství faktorů, které na ni působí buď přímo, prostřednictvím konstrukce daně jako takové, nebo nepřímo, přes ovlivňování chování daňových poplatníků. Není možné tyto vlivy podchytit všechny a není to ani nutné, protože některé jsou pouze marginální povahy, některé se mezi sebou vzájemně do jisté míry vyruší, ale existuje skupina vlivů, které jsou natolik významné, že se vyplatí je sledovat a eventuálně využít v prognostickém procesu.“

Nejvýznamnější z těchto vlivů je politický faktor. Vzhledem k tomu, že daně podléhají politickému procesu je vliv tohoto faktoru velmi důležitý. Problémem daňové politiky může být její nestálost zapříčiněná střídáním levicovějších a pravicovějších vlád, kdy každá skupina má jiný názor na optimální nastavení daní. Touto problematikou se zabývá Kenny a Winer (2006).

Relativně pomalá reakce legislativního procesu je dalším problémem politického faktoru daňových příjmů. Vezmeme-li v úvahu, že daně dle Kubátové (2015) mohou za určitých okolností být vestavěným stabilizátorem přehřátí ekonomiky (typicky milionářská daň), může být pomalá úprava legislativního vymezení daně překážkou stabilizační funkce daní. Dle Kubátové (2015) může díky zpoždění legislativního cyklu naopak daňová politika ekonomiku poškozovat, protože rozhodnutí a návrhy politické reprezentace se schvalují relativně dlouho a ekonomická situace může již být úplně jiná.

Dalším problémem politického vlivu na daňový výnos mohou a jsou nerealistická očekávání daňového příjmu, kdy jsou rozpočty konstruovány na optimistických očekáváním. Tuto problematiku podrobně rozebírá Špalek a Moravanský (2005). Autoři analyzovali, zda jsou úmyslně nadhodnocené odhady daňových příjmů v České republice. Zjištění autorů ale neprokázalo danou hypotézu (přesněji ani nevyvrátilo, protože testovaná statistika byla v intervalu, kdy nelze hypotézu přijmout ani zamítnout). Ze zahraničních publikací hodnotících vládní modely a chyby odhadů je třeba zmínit Auerbach (1999), Bretschneider a Gorr (1992), Feenberg et al. (1989), Laster et al. (1999) a Zellner (1986). Specifikacemi chyb vládních odhadů se zabývá taktéž Keene a Thomson (2007).

Pro lepší odhadování vztahů daňových příjmů by bylo vhodné, aby daňový systém byl co možná nejjednodušší ve smyslu diskretních úprav daňového algoritmu (Klazar, 2003). Ze zahraničních autorů tuto problematiku popisuje Boeters et al. (2010), který analyzuje vliv

reformy německé daně z přidané hodnoty na ekonomiku. Bohužel v případě České republiky je daňový zákon několikrát aktualizován v průběhu jednoho roku. Proto je dále v této práci rozepsáno několik významných úprav daňového algoritmu, které jsou následně do modelů zahrnuty pomocí dummy (umělých) proměnných, ale není možné pomocí tohoto postupu postihnout veškeré změny.

Ačkoli se tato práce věnuje mezinárodní komparaci, nejsou ve vztahu k daňovým příjmům diskutována specifika globalizace ekonomik, konkrétně vliv daní placených v jiných státech anebo existence daňových rájů. Z hlediska vlivu daní placených v zahraničí se možnému působení tohoto faktoru věnuje práce Clausing (2007). Fenoménu daňových rájů a přesunu daňových subjektů do těchto zemí se věnuje Devereux (2006).

V poslední době nejvíce diskutovaným tématem jsou daňové úniky. Obecně pokusy o odhad daňových úniků jsou velmi populární oblastí daňové teorie. Z pohledu českých daní se tímto jevem zabývá Kubátová a Říhová (2009) a Zídková (2014). Samotné měření je však velmi obtížné a většinou závisí na expertních odhadech rozsahu šedé ekonomiky.

V souvislosti s daňovými úniky je třeba zmínit, že pro boj proti nim je třeba dobře fungující daňová správa anebo instituce pověřená výběrem daní. Vliv této instituce na výši vybraných daní zkoumá Buettner a Kauder (2010). Studie těchto autorů dochází k závěrům, že čím méně je instituce odpovědná vládě, tím efektivněji se chová.

1.5 Význam a definice daní z hlediska daňové teorie

Následující část se věnuje nadefinování a vysvětlení základních pojmů daňové teorie a konstrukce daně. Obecně lze říci, že daně se vyskytovaly, vyskytují a budou vyskytovat v životě každého, což trefně shrnuje Benjamin Franklin: „*Nic není na světě jistého mimo smrt a placení daní.*“

1.5.1 Definice daně

Jako první je třeba určit, co je vlastně daň.

„Daň je definována jako povinná, nenávratná, zákonem určená platba do veřejného rozpočtu. Je to platba neúčelová a neekvivalentní. Daň se pravidelně opakuje v časových intervalech (např. každoroční placení daně z příjmů), nebo je nepravidelná a platí se za určitých okolností (např. při každém nabytí nemovitosti).“ (Kubátová, 2015)

Z definice lze význam povinná chápat jako určená zákonem anebo jiným legislativním předpisem. Nenávratností daně se rozumí, že daň není půjčka státu, a zaplacením daně nevzniká žádný konkrétní nárok (Vančurová a Láchová, 2016). Platba do veřejného rozpočtu je hlavní funkcí daní, ale funkce daně budou zmíněny dále. Pod pojmem platba do veřejného rozpočtu je míněna platba za veřejné statky poskytované státem. Neúčelovost v daní popisuje stav, kdy daňový subjekt neví, na co budou jeho prostředky využity, např. zda „jeho“ daně budou investovány do modernizace armády anebo do výstavby školských zařízení. Neekvivalentnost v daních lze dle Vančurové a Láchové (2016) zjednodušeně vysvětlit jako „cenu“, kterou subjekt platí za veřejné statky. Daň je neekvivalentní ve smyslu, že částka daně zaplacená subjektem neodpovídá objemu spotřebovaných veřejných statků.

Daně mají z hlediska státu několik základních funkcí, které rozlišuje Vančurová a Láchová (2016) jako:

- funkci fiskální,
- funkci alokační,
- funkci redistribuční,
- funkci stimulační,
- funkci stabilizační.

Funkce fiskální znamená, že daně tvoří velmi výraznou většinu všech veřejných příjmů (přes 90 %). Tato funkce je většinou hlavní a občas i jedinou funkcí daní. Bohužel někdy zavádění specifických daňových úprav pro vylepšení veřejných příjmů může mít negativní následky na ekonomiku.

Funkce alokační vyplývá z určité tržní nerovnováhy, kdy na některých trzích může být nízká efektivnost, v tom případě je možné toto tržní selhání řešit pomocí daně. Tento přístup odpovídá keynesiánskému přístupu ohledně významu státu při tržní rovnováze. Samotná alokace prostředků pomocí daní závisí na představě politické reprezentace o optimálním rozvoji společnosti – v tom případě mohou daně plnit obdobnou funkci jako přímé veřejné výdaje (Vančurová a Láchová, 2016).

Funkce redistribuční má za úkol snížit rozdíl důchodů ve společnosti. Obecně tato funkce slouží k narovnání rozdílu mezi vysokopříjmovými a nízkopříjmovými skupinami obyvatelstva, kdy je část důchodu bohatší části obyvatelstva pomocí daní redistribuována k chudší části populace.

Funkce stimulační má podporovat z hlediska státu optimální a veřejně prospěšné aktivity, a naopak znesnadňovat aktivity sice legální, ale společensky neoptimální např. užívání alkoholu a tabákových výrobků. Obecně je v současnosti kladen důraz na tzv. nápravné daně, kdy je daňové zatížení daně z lihu a tabákových výrobků systematicky zvyšováno, protože zdraví populace je dáno jako důležitější faktor než záliba či závislost na sice dovolených, ale stále návykových zdraví škodících látkách. V některých zemích se uvažuje anebo je zaváděna i daň z cukrů a tuků, protože velkým problémem populace vyspělých zemí je obezita.

Funkce stabilizační je velmi důležitým prvkem daně, protože správně nastavený daňový systém je schopen mírnit výkyvy ekonomického cyklu. Obecně dobře nastavený systém v čase konjunktury přináší větší objem veřejných příjmů, které lze využít jako rezervy na období hospodářské recese. Zároveň daňový systém brání či zpomaluje přehřátí ekonomiky. Na druhou stranu je třeba pro náležité fungování stabilizační funkce dodržovat rozpočtovou kázeň (Vančurová a Láchová, 2016).

1.5.2 Definice základních konstrukčních prvků

Tato část vysvětluje základní pojmy daňové konstrukce. Vzhledem k zaměření práce je tato část spíše informativní, pro hlubší analýzu lze doporučit publikaci Vančurová a Láchová (2016). Tyto základní prvky daně dle Vančurové a Láchové (2016) jsou:

- daňový subjekt,
- předmět daně,
- osvobození od daně,
- zdaňovací období,
- odpočty od základu daně,
- sazba daně,
- slevy na dani.

„Daňový subjekt je osoba podle zákona povinná strpět, odvádět nebo platit daň.“
(Vančurová a Láchová, 2016)

Zde se jedná o osobu, která nese snížení vlastního užitku díky zdanění, ale tato osoba nemusí být totožná s osobou, která daň platí, proto je vhodné rozdělit daňový subjekt na poplatníka a plátce daně. Poplatník je ten, kterému je díky zdanění způsobena újma zdaněním jeho předmětu daně. V určité části případů musí taktéž poplatník sám za sebe daň zaplatit. Na druhou stranu by z hlediska státu bylo nepříjemné, aby každý za sebe platil veškeré své daně

sám z hlediska administrativní náročnosti a možného zatajování příjmů, a proto lze definovat i plátce daně jako:

„Plátce daně je daňový subjekt, který je ze zákona povinen odvést do veřejného rozpočtu daň vybranou od jiných subjektů nebo sraženou jiným poplatníkům pod svou majetkovou odpovědností.“ (Vančurová a Láchová, 2016).

V tomto případě plátce daní platí daně od jiných subjektů. Typickým příkladem v České republice je daň z příjmu fyzických osob (dílní základ daně ze závislé činnosti), kdy zaměstnavatel srazí a odvede daň za zaměstnance. Výhodou tohoto přístupu je snížení administrativní náročnosti pro finanční úřad a dále mnohem těžší cesta k daňovým únikům, protože zaměstnavatel na daňových únicích svého zaměstnance většinou nemá žádný užitek. V tomto případě je poplatník zaměstnanec a plátcem zaměstnavatel.

„Základem daně se rozumí předmět daně vyjádřený v měrných jednotkách a upravený podle zákonných pravidel.“ (Vančurová a Láchová, 2016)

Předmět daně definuje, za co se daň vybírá. Předmětem daně může být

- hlava,
- důchod,
- spotřeba,
- majetek.

Nejsrozumitelnější předmět daně je hlava – obecně se zdaňuje každá osoba. Toto zdanění mělo spíše historické využití, ale i dnes může existovat ve formě paušální daně.

Zdanění důchodu případně příjmu poplatníka je velmi používaným nástrojem pro redistribuční funkci daní. Typickým zástupcem zdanění důchodu je osobní důchodová daň. Obecně zdanění osobního důchodu a nastavení daňového systému je velmi politicky diskutované téma, kdy záleží na zamýšlené progresivitě a vlivu redistribuční funkce daní.

Zdanění spotřeby je historicky nejstarším zdaněním, kdy se o něm zmiňuje i Bible (Vančurová a Láchová, 2016). Samotné zdanění spotřeby lze rozdělit na specifické spotřební daně (daň z lihu, tabákových výrobků) a všeobecnou spotřební daň. V případě specifických spotřebních daní je evidentní, že tato složka daňového systému plní nejenom funkci fiskální, ale i stimulační. Všeobecná spotřební daň je v moderních daňových systémech poměrně silně zastoupena, protože díky principu „skrytého“ zdanění je lépe politicky prosaditelná.

Zdanění majetku je taktéž velmi starou konstrukcí daňového systému. Výhodou majetkových daní je, že majetek je zpravidla viditelný a nepotřebuje žádnou složitou evidenci (Vančurová a Láchová, 2016). Oblíbeným předmětem majetkových daní je zdanění nemovitostí, výhodou nemovitosti, že majetek je již jednoznačně evidován a nelze ho nijak přesouvat. Současný trend v daňové politice je ale spíše opouštět od tohoto předmětu daně, kdy majetkové daně jsou spíše doplňkem daňového mixu.

Samotný předmět daně je třeba ještě přesněji specifikovat pomocí vynětí z předmětu daně a osvobození od daně, kdy v případě vynětí z předmětu daně slouží k definici právního předpisu, co vlastně je předmětem daně. Vynětí z předmětu taxativně vyjmenovává, co není předmětem daně daně. Naproti tomu osvobození od daně určuje část předmětu daně, ze které se z určitého důvodu (administrativní, společenský) daň nevybírám.

„Zdaňovací období je pravidelný časový interval, za který nebo na který se základ daně stanoví a daň vybírá.“ (Vančurová a Láchová, 2016)

Tato definice pokrývá jak základ daně definovaný stavovou veličinou, tak i tokovou veličinou. V případě stavové veličiny se daň stanoví k určitému rozhodnému okamžiku, zatímco v případě tokové veličiny se jedná o daň za stanovené období (Vančurová a Láchová, 2016). Ke zdaňovacímu období je třeba zmínit systém záloh na dani, protože z hlediska veřejných financí by bylo nešťastné, kdy stát dostával platby pouze k jednomu rozhodnému období, proto je zaveden systém záloh na dani, který zajišťuje veřejné příjmy po celé zdaňovací období. Následně je k určitému rozhodnému dni provedeno vyúčtování daňových závazků a pohledávek mezi státem a poplatníkem.

V samotném daňovém algoritmu lze odečítat od základu daně odpočty. Odpočty jsou převážně využívány v důchodových daních, kdy vlastně plní stimulační funkci. Odpočty jsou zpravidla zavedeny na z hlediska státu prospěšné činnosti.

„Odpočty lze rozdělit na standardní a nestandardní. Standardní odpočty snižují základ daně o předem stanovenou částku, jestliže subjekt splní podmínky, na které se uplatnění standardního odpočtu váže.“ (Vančurová a Láchová, 2016)

Oproti tomu nestandardní odpočty taktéž mají specifické podmínky, ale výše tohoto odpočtu bývá limitována buď pevně stanovenou částkou anebo relativním vyjádřením ve vztahu k základu daně.

„Sazba daně je algoritmus, prostřednictvím kterého se ze základu daně (sníženého o odpočty) stanoví základní částka daně.“ (Vančurová a Láchová, 2016)

Samotná sazba daně se dělí na několik typů. Základním rozdělením je dle druhu předmětu daně, kdy sazba může být buď lineární anebo diferencovaná. V případě lineární sazby je stejná sazba uplatňována na celý předmět daně, zatímco v případě diferencované existuje několik sazeb pro různé typy předmětu daně např. snížená sazba na potraviny u daně z přidané hodnoty a základní sazba na ostatní zboží.

Sazbu lze dále dělit také podle typu základu daně. Z definice sazby daně je zřejmé, že daň musí být vždy ve výsledku v peněžních jednotkách, ale základ daně nemusí vždy být vyjádřen peněžní hodnotou. V případě, že základ daně je definován ve fyzikálních jednotkách (hl, ks, m² atd.) je nutné použít pevnou sazbu daně (Kč/hl, Kč/ks, Kč/m²). V případě, že základ daně je definován v peněžních jednotkách lze použít valorickou sazbu daně vyjádřenou počtem procent ze základu daně. V případě valorické sazby je třeba zmínit, že sazba může být buď lineární anebo progresivní. V případě lineární sazby je definována pevná relativní sazba, která se nemění se základem daně. U progresivní sazby je situace obtížnější, protože v případě progresivní sazby roste míra zdanění s růstem daňového základu (Kubátová, 2015). Obecně je progresivní sazba ve světě rozšířena u osobních důchodových daní, kdy je využíváno klouzavé progrese. Princip klouzavé progrese spočívá ve vytvoření pásem pro základ daně, kdy každé pásmo je daněno jinou sazbou daně. Při klouzavé progresi se základ daně postupně zdaňuje sazbami pásem, přes které prochází (Vančurová a Láchová, 2015).

Posledním základním konstrukčním prvkem je sleva na dani. Sleva na dani tvoří částku, o kterou je snížena již vypočtená daň. Obdobně jako v případě odpočtů lze slevy rozdělit na standardní a nestandardní, i definice je obdobná jako u odpočtu daně.

1.5.3 Třídění daní

Daně samotné lze klasifikovat a třídit několika způsoby. Jedno z nejvíce používaných třídění daní je dělení daní podle vztahu k důchodu poplatníka, kdy je lze rozdělit na daně přímé a nepřímé.

Daně přímé dopadají přímo na disponibilní důchod poplatníka a lze předpokládat, že daňový subjekt není schopen přenést daňovou povinnost. Jako daně přímé jsou zpravidla označovány daň z příjmů fyzických osob, korporátní daň, majetkové daně a daň z hlavy. V případě daní nepřímých sice daň dopadá na disponibilní důchod daňového subjektu, ale tento subjekt je

schopen daň přesunout např. pomocí zvýšení ceny. Mezi nepřímé daně lze jednoznačně zařadit daně spotřební (Kubátová, 2015).

Dále lze daně rozdělovat podle toho, zda základ daně je stavová anebo toková veličina. V případě, že základ daně je stavovou veličinou jedná se o daně kapitálové, v opačném případě se jedná o daň běžnou.

1.5.4 Dopad daňového systému

Velmi podrobně zkoumanou problematikou z hlediska daňové teorie a politiky je celkový dopad daně. Některé daně z principu konstrukce dopadají více na bohatší vrstvy obyvatelstva, zatímco jiné dopadají více na chudší vrstvy obyvatelstva. Samotná daň je progresivní, když více dopadá na subjekty s větším základem daně typicky daň z příjmu fyzických osob při progresivní sazbě daně. Na druhou stranu regresivní je taková daň, která dopadá na subjekty s nižším základem daně. Typickým zastoupením regresivní daně jsou daně spotřební, obzvláště zdanění nezbytných statků. Samotnou progresivitu daně nemusí zajišťovat pouze sazba, ale i ostatní parametry konstrukce daně, kdy v českém daňovém systému jsou odpočty spíše regresivní, zatímco slevy jsou progresivní. Nalezení optimálního dopadu daně je velmi významným politickým tématem, kdy neexistuje univerzální přístup platný pro všechny země.

2 Daňové příjmy a popis problematiky

Následující kapitola je věnována popisu jednotlivých vysvětlovaných proměnných. Vysvětlované proměnné jsou podrobněji popsány s ohledem na vliv diskrétní daňové politiky sledovaných zemí. Dále jsou z pohledu grafické analýzy diskutovány ostatní strukturální zlomy způsobené jinými exogenními faktory. Vliv změn základního algoritmu výpočtu daně je následně převeden do instrumentálních proměnných, které budou v modelech popisovat vliv změn daňových zákonů, které nelze popsat pomocí makroekonomických indikátorů.

Vzhledem k rozsahu práce byly vybrány pouze nejvýznamnější daňové příjmy určených zemí. Vybrané daně a jejich definice podle metodiky OECD (2018) jsou následující:

- celkové daňové příjmy (součet daní skupin 1000 až 6000, tedy včetně pojistného),
- osobní důchodová daň (1100),
- korporátní daň (1200),
- daň z přidané hodnoty (5111).

Přítomnost pojistného (kód 2000) není problém, protože průměrné zastoupení pojistného v daňovém mixu je relativně obdobný (nejvyšší podíl má Česká republika 43,5 % a nejnižší Německo 36,1 %). Kromě pojistného jsou ostatní daně taktéž poměrně významnou součástí daňového mixu sledovaných zemí a zároveň nejsou tyto daně tolik harmonizovány jako například specifické spotřební daně, tudíž odrážejí jistá národní specifika jednotlivých daňových systémů.

V případě sledovaných zemí byl vybrán kompromis tří států Visegrádské čtyřky (Česká republika, Slovensko a Polsko) a Německa. Maďarsko nebylo zvoleno z důvodů horších datových zdrojů popisujících daňový systém. Přidání pátého státu nebylo nutné, protože rozsah statistické části se šestnácti modely je dostatečný.

Protože je nutné využít pro modelování nestacionární datové řady, přesněji řady řádu $I(1)$, bylo nutné vyloučit využití vývoje daňové sazby z modelu. Vzhledem k tomu, že z pohledu modelu se jedná o diskrétní zásahy do časových řad daňových příjmů, bylo využito možnosti nahrazení této časové řady pomocí instrumentálních proměnných, proto je u každé daně a státu vytvořena specifická instrumentální proměnná zachycující nejvýznamnější změny u jednotlivých daní.

Vzhledem k dílčímu cíli práce je nutné uvádět všechny proměnné ve stejných peněžních jednotkách, proto některé trendy odrážejí i vývoj kurzu domácí měny oproti USD.

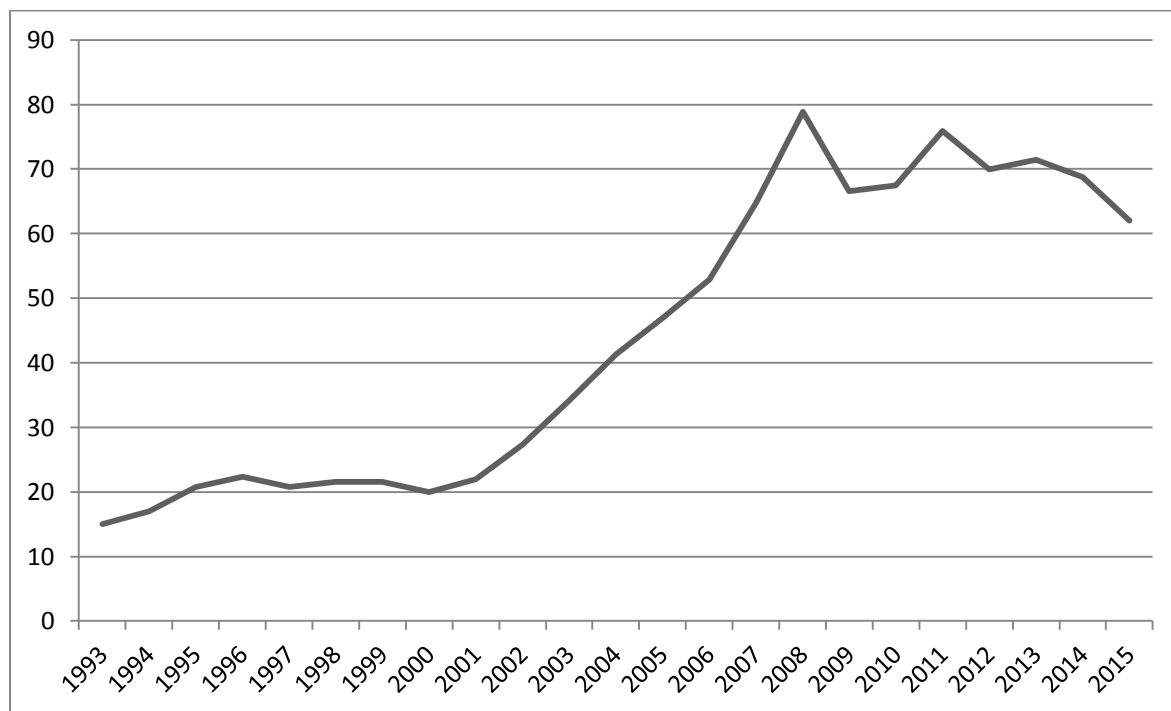
2.1 Česká republika

V celé práci je Česká republika brána jako báze pro ostatní země a jejich srovnání – důvodem je autorova nejlepší znalost veškerých souvislostí ekonomiky a daňového systému. Obecně lze Českou republiku charakterizovat jako malou otevřenou ekonomiku s průměrným daňovým zatížením. Specifikem české ekonomiky je dominantní vliv automobilového průmyslu.

2.1.1 Celkové daňové příjmy

Vývoj celkových daňových příjmů je v případě České republiky dokumentuje následující graf:

Graf 1: Vývoj celkových daňových příjmů v České republice v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

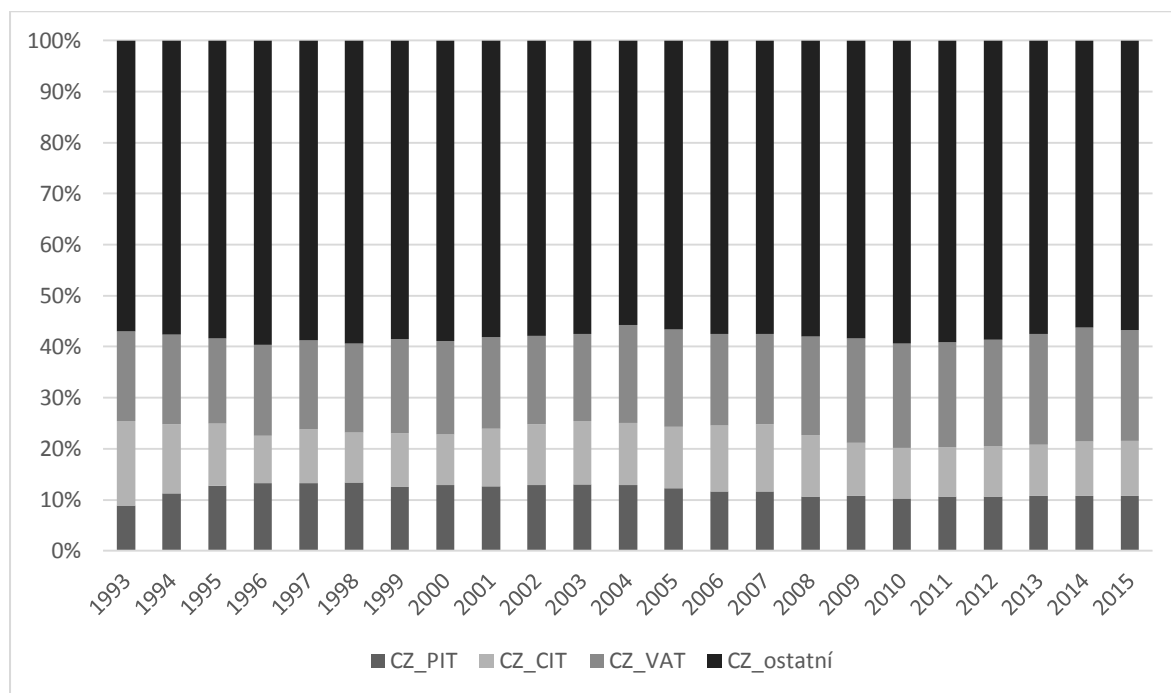
Samotný vývoj daňových příjmů lze rozdělit na několik částí. První relativně stabilní období je od roku 1993 do roku 2001, kdy výběr daní osciluje okolo hodnoty 20 mld. USD. Druhé období od roku 2002 do roku 2008 ukazuje velmi vysoký nárůst celkových daňových příjmů. Tento trend skončil s příchodem globální ekonomické krize v roce 2008. Poslední období od roku 2009 do roku 2015 je poměrně variabilní, kdy se trend nedá jednoznačně určit.

Jako instrumentální proměnné na vyrovnání této daně je použito pouze jednoduché dummy proměnné pro rok 2008, kdy nastala ekonomická krize. Použití ostatních dummy proměnných

by bylo velmi komplikované, protože se jedná o možné strukturální změny všech daní, přičemž většina z těchto daní není předmětem této práce.

Strukturu celkových daňových příjmů ukazuje následující graf:

Graf 2: Zjednodušený daňový mix pro Českou republiku



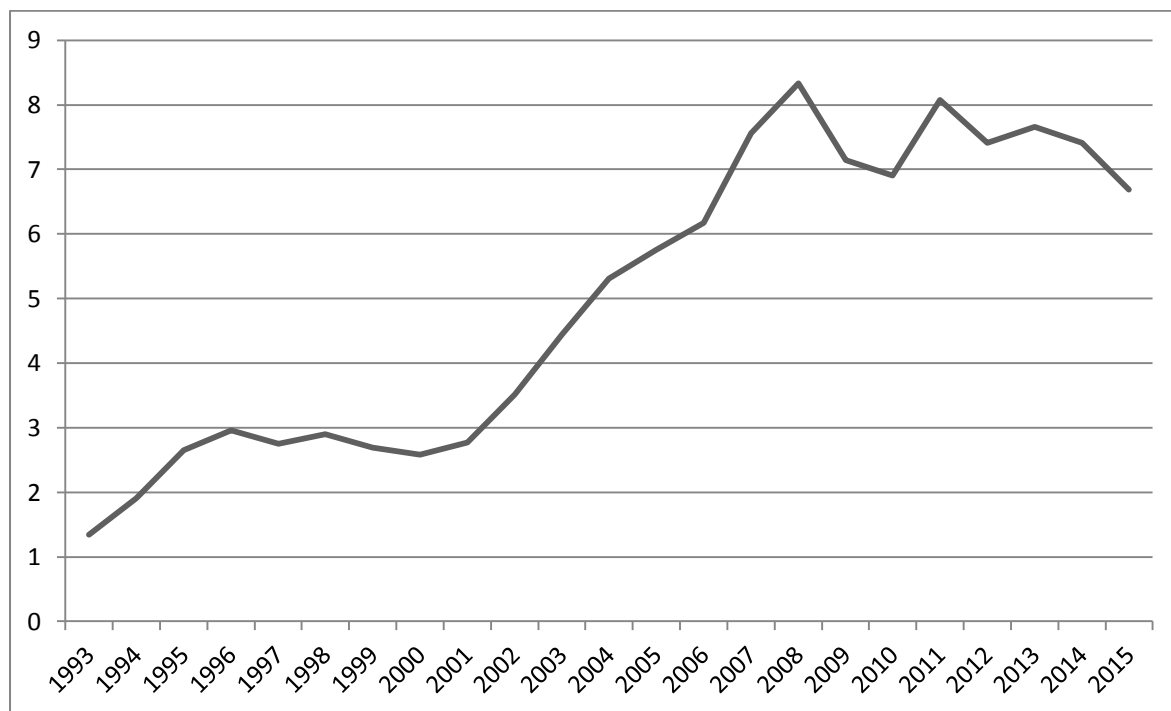
Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

2.1.2 Osobní důchodová daň

V případě České republiky tvoří příjem osobní důchodové daně přibližně 12 % všech daňových příjmů, ale tato daň je důležitá i z hlediska trhu práce a nákladů zaměstnavatele, případně z hlediska čistých příjmů zaměstnance.

Vývoj příjmů osobní důchodové daně je následující:

Graf 3: Vývoj příjmů osobní důchodové daně v České republice v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Vývoj příjmů této daně je podobný jako vývoj celkového daňového příjmu. Opět je zde vidět relativně stabilní vývoj od roku 1995 do roku 2001. Druhá fáze je poměrně strmý nárůst výběru daně do ekonomické krize v roce 2008 s následující nepravidelnou oscilací v období let 2009 až 2015. Na rozdíl od celkových daňových příjmů je zde však možno rozebrat exogenní faktory nastavení daňového výpočtu. Samotný daňový algoritmus lze rozdělit na několik základních prvků:

1. daňové odpočty,
2. sazba daně,
3. slevy na dani.

Výpočet daně je zjednodušeně následující. Souhrn všech zdanitelných příjmů¹ tvoří základ daně. Následně je základ daně snížen pomocí odpočtů. Takto upravený základ daně je vynásoben daňovou sazbou a je tak vypočtena daň. Od vypočtené daně je následně odečtena sleva na dani a je zjištěna daňová povinnost. Vzhledem k tomu, že analýza daňového systému zde slouží pouze k odvození zástupné proměnné pro sazbu daně, jsou brány v potaz pouze standardní slevy a odpočty. Vývoj těchto veličin ukazuje Tabulka 1.

Vývoj daňového algoritmu lze rozdělit do několika fází. Jako první lze uvést období 1993 až 1999, kdy se jedná o klouzavé progresivní zdanění s pěti pásmy. Nejnížší sazbou daně je 15 % a nejvyšší sazbou je 47 %. Z rozdělení ostatních sazeb je vidět snaha o progresivní dopad daně, kdy mezi prvními třemi pásmy jsou pouze 5% rozdíly v sazbách. V této době byl jako daňová úleva použit standardní odpočet poplatníka.

Období od roku 2000 do roku 2005 se vyznačuje zrušením nejvyšší sazby 40 % a valorizací hranic pásem i standardního odpočtu na poplatníka.

Mezi lety 2006 a 2007 byl nahrazen standardní odpočet základní slevou na poplatníka společně s valorizací nejnižšího pásma na vyšší částku a společně se snížením sazby z 15 % na 12 %.

Od roku 2008 přešla Česká republika na jednotnou sazbu daně 15 % spolu se zvýšením slevy na poplatníka na 24 840 Kč. Je třeba zmínit, že sazba 15 % se počítá ze superhrubé mzdy, kdy do základu daně vstupují i odvody pojistného hrazeného zaměstnavatelem (tato úprava je specifická pouze pro Českou republiku). Tato sleva a sazba platí i v současnosti (k roku 2018).

Instrumentální proměnná nahrazující vývoj sazby má významnou hodnotu v roce 2000, kdy dochází k redukci pásem, a v roce 2008, kdy byla zavedena sleva na poplatníka v podstatné výši (nižší sleva v hodnotě 7200 Kč měla obdobný dopad jako odpočet) a zároveň byla sjednocena sazba daně ze superhrubé mzdy.

¹ Tato daň má několik dílčích základů daně, u kterých se výpočet drobně liší podrobněji viz Vančurová a Láchová (2016)

Tabulka 1: Vývoj základních parametrů osobní důchodové daně v České republice pro jednoho bezdětného poplatníka v CZK

	odpočet (CZK)	sleva (CZK)	sazba (%)	pásmo (CZK)	sazba (%)	pásmo (CZK)	sazba (%)	pásmo (CZK)	sazba (%)	pásmo (CZK)	sazba (%)	pásmo (CZK)	sazba (%)
1993	20400,00		15,00	60000,00	20,00	120000,00	25,00	180000,00	32,00	540000,00	40,00	1080000,00	47,00
1994	21600,00		15,00	60000,00	20,00	120000,00	25,00	180000,00	32,00	540000,00	40,00	1080000,00	44,00
1995	24000,00		15,00	60000,00	20,00	120000,00	25,00	180000,00	32,00	540000,00	40,00	1080000,00	43,00
1996	26400,00		15,00	84000,00	20,00	144000,00	25,00	204000,00	32,00	564000,00	40,00		
1997	28800,00		15,00	84000,00	20,00	168000,00	25,00	252000,00	32,00	756000,00	40,00		
1998	32040,00		15,00	91440,00	20,00	183000,00	25,00	274200,00	32,00	822600,00	40,00		
1999	34920,00		15,00	102000,00	20,00	204000,00	25,00	312000,00	32,00	1104000,00	40,00		
2000	34920,00		15,00	102000,00	20,00	204000,00	25,00	312000,00	32,00				
2001	38040,00		15,00	109200,00	20,00	218400,00	25,00	331200,00	32,00				
2002	38040,00		15,00	109200,00	20,00	218400,00	25,00	331200,00	32,00				
2003	38040,00		15,00	109200,00	20,00	218400,00	25,00	331200,00	32,00				
2004	38040,00		15,00	109200,00	20,00	218400,00	25,00	331200,00	32,00				
2005	38040,00		15,00	109200,00	20,00	218400,00	25,00	331200,00	32,00				
2006		7200,00	12,00	121200,00	19,00	218400,00	25,00	331200,00	32,00				
2007		7200,00	12,00	121200,00	19,00	218400,00	25,00	331200,00	32,00				
2008		24840,00	15,00										
2009		24840,00	15,00										
2010		24840,00	15,00										
2011		23640,00	15,00										
2012		24840,00	15,00										
2013		24840,00	15,00										
2014		24840,00	15,00										
2015		24840,00	15,00										

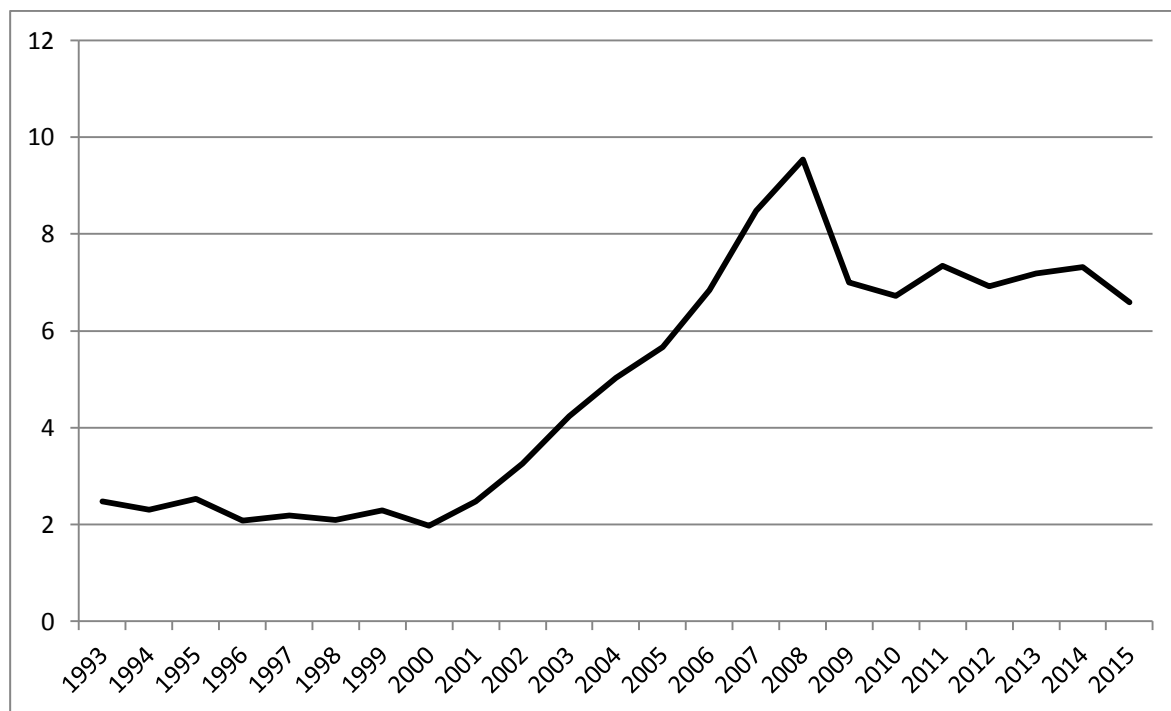
Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor

2.1.3 Korporátní daň

Korporátní daň je ve všech sledovaných státech vypočtena z upraveného výsledku hospodaření vynásobeného lineární sazbou. Samotná korporátní daň v České republice tvoří obdobně jako osobní důchodová daň přibližně 11 % daňových příjmů.

Vývoj příjmů z titulu této daně je následující:

Graf 4: Vývoj příjmů korporátní daně pro Českou republiku v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

I tato daň se chová obdobně jako předchozí dokumentované daně. Opět je zde patrný rostoucí trend od roku 2000 do roku 2008, kdy po ekonomické krizi nastává pokles a období vyšší variability.

Samotný daňový algoritmus je zjednodušeně rozdíl daňově uznatelných příjmů oproti daňově uznatelným výdajům vynásobený sazbou daně. Konstrukce nemá žádný standardní odpočet ani slevu. Samotná sazba daně měla ve sledovaném období následující vývoj:

Tabulka 2: Vývoj sazeb korporátní daně v České republice

rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
sazba	45,00	42,00	41,00	39,00	39,00	35,00	35,00	31,00	31,00	31,00	31,00	28,00
rok	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
sazba	26,00	24,00	24,00	21,00	20,00	19,00	19,00	19,00	19,00	19,00	19,00	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

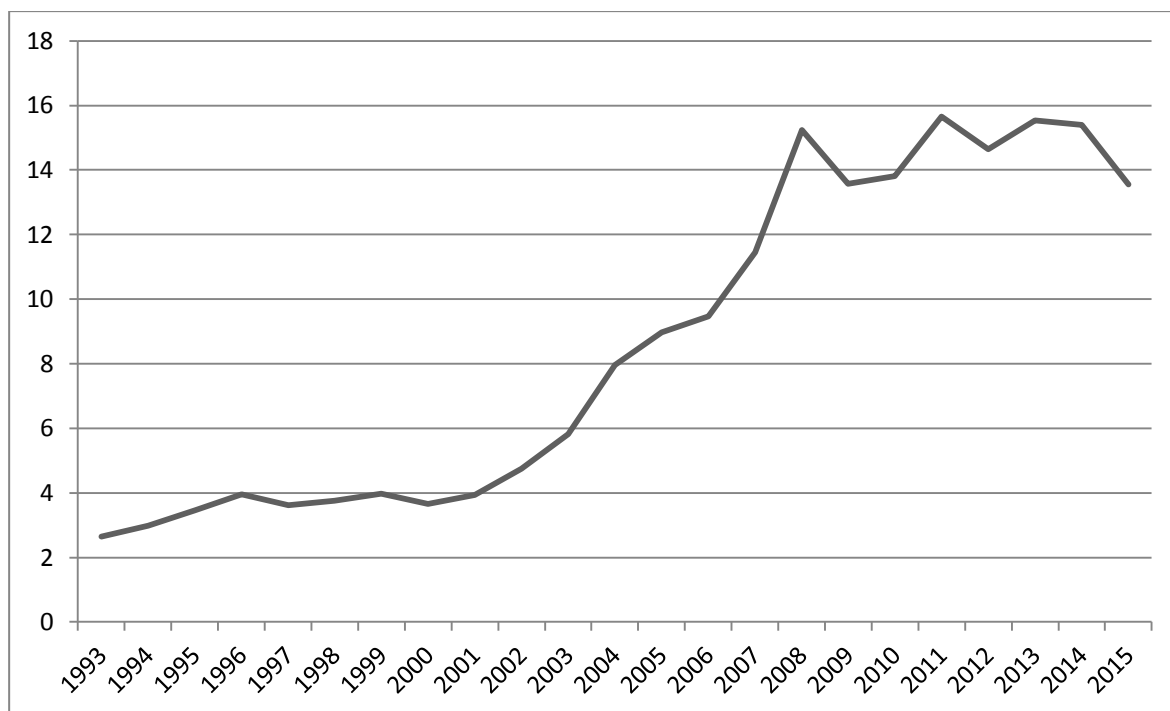
Z vývoje sazeb je vidět pokles sazby až na 19 %, která platí od roku 2010, proto bylo poměrně obtížné vymyslet vhodnou substituci daňové sazby pomocí instrumentální proměnné. Z výše uvedené tabulky je patrné, že je vhodné využít výraznější změny daňové sazby společně s obdobím oscilace vysvětlované proměnné, a proto instrumentální proměnná řeší tyto roky: 1998, 2000, 2004, 2005, 2006, 2008, 2009 a 2010. Logikou bylo zachytit relativně markantní snížení sazby a možné ovlivnění příjmu této daně.

2.1.4 Daň z přidané hodnoty

Daň z přidané hodnoty je daň, která je konstruována jako rozdíl daně na výstupu a odpočtu daně na vstupu. Samotný příjem tvoří přibližně 19 % všech daňových příjmů. Tato daň je z pohledu evropské legislativy nejvíce harmonizována omezením výše sazeb, a tudíž lze očekávat podobný vývoj sazeb ve všech sledovaných zemích.

Samotný vývoj příjmů daně z přidané hodnoty je následující:

Graf 5: Vývoj příjmu daně z přidané hodnoty v České republice v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Oproti ostatním daním je zde vidět změna trendu mezi roky 2004 až 2006, kdy nárůst příjmu této daně není tak výrazný jako u ostatních sledovaných daní. I situace od roku 2008 je jiná, kdy i přes dozvuky ekonomické krize samotný příjem daně roste do roku 2014 a pak strmě klesá. Možným vysvětlením tohoto vývoje v České republice je, že pro zvolený dílčí cíl práce

je nutné mít všechny hodnoty v jedné měně, a tudíž pokud kurz klesá rychleji, než rostou daňové příjmy tak je možné mít trend, který je opačný oproti ukazatelům v českých korunách.

Obecně lze konstrukci daně popsat jako rozdíl daně na vstupu a výstupu, kdy některá plnění mohou mít různé sazby, případně být osvobozena s nárokem anebo bez nároku na odpočet. Vývoj sazeb v České republice za sledované období je následující:

Tabulka 3: Přehled sazeb daně z přidané hodnoty v České republice

sazba	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
základní	23	23	22	22	22	22	22	22
snížená	5	5	5	5	5	5	5	5
super-snížená								
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
základní	22	22	22	22 (19)	19	19	19	19
snížená	5	5	5	5	5	5	5	9
super-snížená								
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
základní	19	20	20	20	21	21	21	
snížená	9	10	10	14	15	15	15	
super-snížená							10	

Zdroj: Data OECD (2018), Nerudová (2014) + úprava a výpočty autor.

Z přehledu je vidět, že základní sazba má poměrně stabilní vývoj. V případě snížené sazby jsou změny sazby výraznější. Od roku 1994 do 2003 byla základní sazba této daně 22 % a snížená sazba 5 %. Od půlky roku 2004 dochází ke snížení základní sazby na 19 %. V roce 2008 byla v souvislosti s daňovou reformou zvýšena snížená sazba daně na 9 %. Od roku 2010 je vidět jistá nestabilita daňových sazeb, kdy byly napřed obě dvě sazby zvýšeny o 1 p. b. a v roce 2012 byla zvýšena snížená sazba na 14 % a v roce 2013 byly opět o 1 p. b. zvýšeny obě dvě sazby na konečnou hodnotu 21 % a 15 %. V roce 2015 byla zavedena druhá snížená sazba 10 %, tzv. super-snížená. Ve sledovaném období docházelo k změnám v základu daně, kdy některé statky byly přesunuty do jiné sazby.

Samotná instrumentální proměnná bere jako významné změny vývoj v letech 2004, 2010, 2013 a 2015, kdy došlo k výraznějším výkyvům sazeb i sledovaného příjmu.

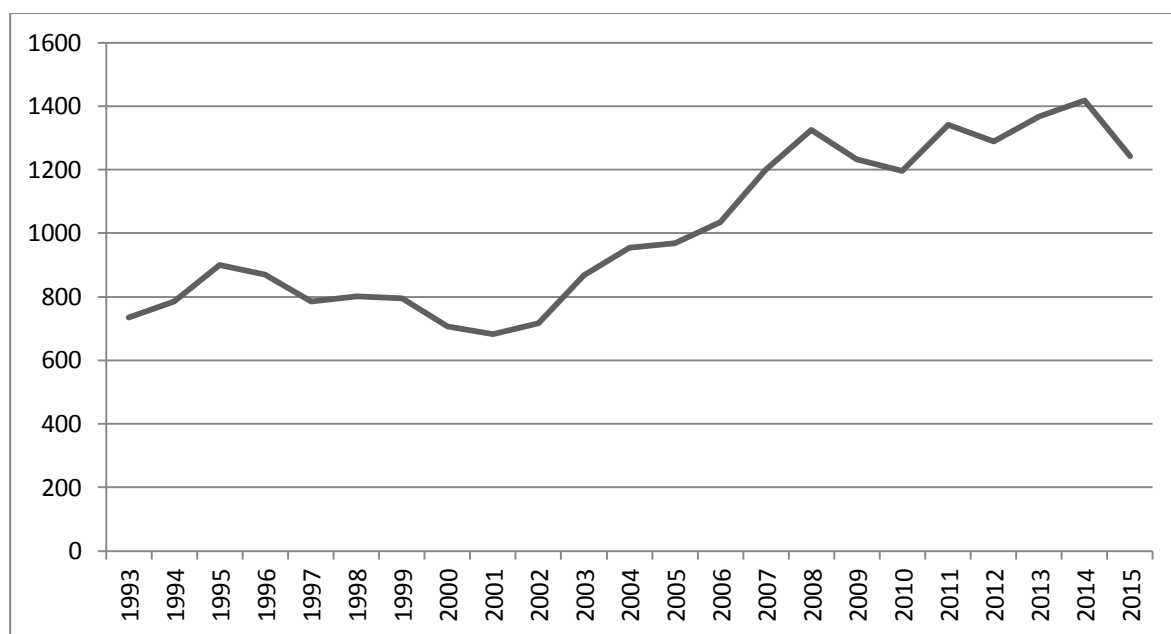
2.2 Německo

Německo v této práci zastupuje vyspělou západní ekonomiku. Z ekonomického hlediska je nejvýznamnějším obchodním partnerem ostatních vybraných států. Německý daňový systém je lehce odlišný od ostatních sledovaných daňových systémů, hlavně významem a konstrukcí osobní důchodové daně. Dalším specifikem německého daňového systému je existence plošného solidárního zvýšení daně, které je aplikováno plošně na všechny poplatníky. Smyslem této přírážky bylo získání prostředků do investic na území bývalé Německé demokratické republiky.

2.2.1 Celkové daňové příjmy

Vývoj celkových daňových příjmů ve Spolkové republice Německo dokumentuje následující graf:

Tabulka 4: Vývoj celkových daňových příjmů v Německu v mld. USD

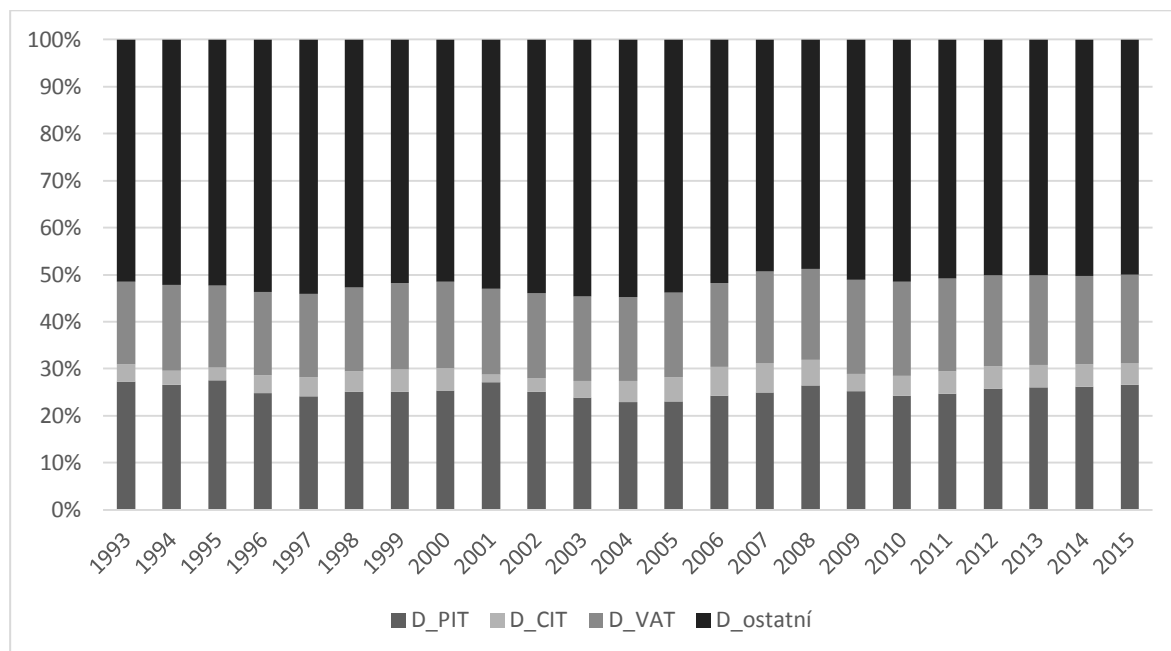


Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Z průběhu grafu lze vypožorovat několik trendů. Prvním trendem je pokles celkových daňových příjmů od roku 1995 do roku 2001, způsobeným drobným kolísáním tempa růstu německé ekonomiky. Od roku 2001 je vidět rostoucí lineární trend, který je zpomalen nástupem ekonomické krize v roce 2008. Od roku 2009 je patrný nárůst variability okolo rostoucího trendu.

Samotné zastoupení sledovaných daní v německém daňovém mixu je následující:

Tabulka 5: Zjednodušený daňový mix Německa



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Oproti ostatním státům je patrný mnohem větší význam osobní důchodové daně, která v průměru tvoří čtvrtinu veškerých daňových příjmů (25 %). Vliv daně z přidané hodnoty je srovnatelný jako v ostatních státech, ale korporátní daň tvoří velmi malou část celkových daňových příjmů.

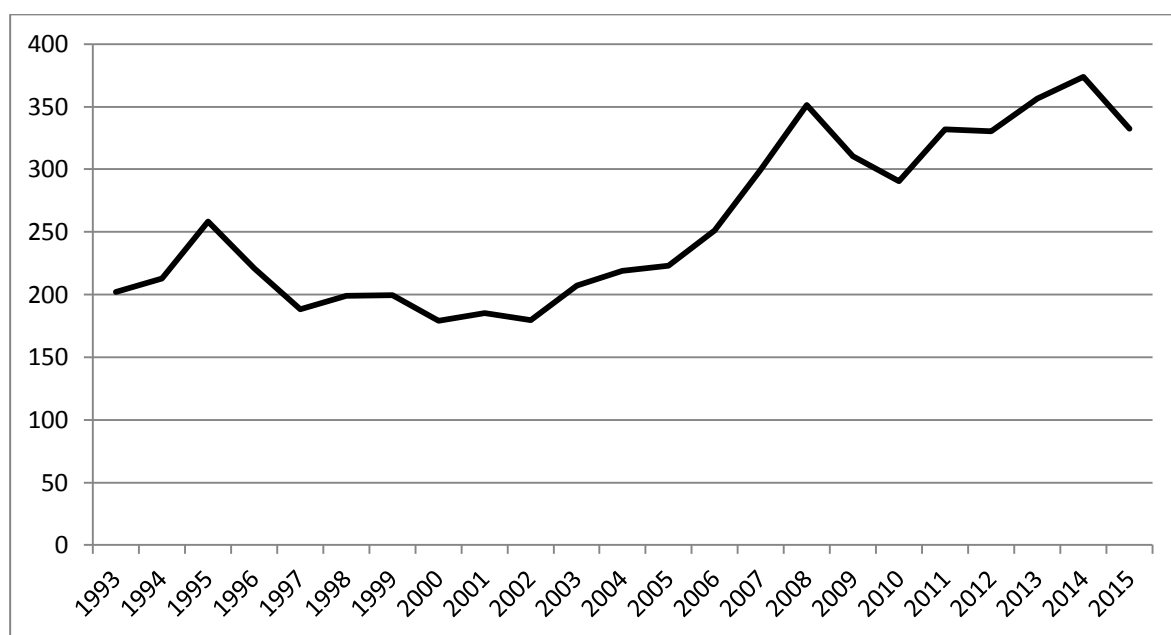
Pro analýzu celkových daňových příjmů je třeba kompenzovat pouze externí vliv ekonomické krize v roce 2008.

2.2.2 Osobní důchodová daň

Osobní důchodová daň tvoří v Německu více než čtvrtinu celkových daňových příjmů. To je velký rozdíl oproti ostatním sledovaným státům, kde příjem této daně tvoří přibližně pouze 10 %. Samotná konstrukce daně je specifická na systém s klouzavou progresivní sazbou. Německý daňový algoritmus je konstruován s ohledem na lineární nárůst marginální sazby daně i v rozmezí daňového pásma.

Celkový vývoj příjmů této daně je následující:

Graf 6: Vývoj příjmů německé osobní důchodové daně v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Vzhledem k významnosti osobní důchodové daně na daňovém mixu je evidentní, že příjem daně kopíruje trend celkových daňových příjmů. Od roku 1993 do roku 2005 lze vidět relativně stabilní vývoj (výkyv mezi roky 1995 až 1997 byl zapříčiněn výraznou změnou nezdanitelného minima). O roku 2005 je patrný pozitivní trend vývoje příjmů, který je ukončen ekonomickou krizí v roce 2008. Od roku 2010 do konce sledovaného období je patrný opět rostoucí trend daňového příjmu, který je ale variabilní.

Německý daňový algoritmus osobní důchodové daně se velmi liší od ostatních států. Německo nemá žádné standardní odpočty a slevy, ale využívá nezdanitelného minima. Samotná sazba daně je progresivní nejenom mezi pásmy, ale i uvnitř pásma. Daňový algoritmus je pravidelně novelizován, aby bylo dosaženo zamýšleného minima a sazeb daně.

Pro ilustraci je zde uveden výpočet daně z roku 2015:

Tabulka 6: Schéma výpočtu německé osobní důchodové daně v roce 2015 (v EUR)

	$Y = (X - 8\,472) / 10\,000$
	$Z = (X - 13\,469) / 10\,000$
1.pásmo	$T = 0$ pro $X \leq 8\,472$
2.pásmo	$T = (997.60 Y + 1\,400) Y$ pro $8\,473 \leq X \leq 13\,469$
3.pásmo	$T = (228.74 Z + 2\,397) Z + 948.68$ pro $13\,470 \leq X \leq 52\,881$
4.pásmo	$T = 0.42 X - 8\,261.29$ pro $52\,882 \leq X \leq 250\,730$
5.pásmo	$T = 0.45 X - 15\,783.19$ pro $250\,731 \leq X$

Zdroj: OECD (2018a)

Tento algoritmus zajišťuje, že poplatník s příjmem nižším než 8472 EUR neplatí žádnou daň (1. pásmo). Pro druhé pásmo se marginální sazba daně vyvíjí od 14 % do 24 %. V dalších pásmech daně je marginální sazba od 24 % do 42 % respektive 45 % pro nejbohatší poplatníky.

Dalším specifíkem je plošné zavedení solidární přirážky k dani (Solidaritätszuschlag), která od roku 1995 do roku 1997 tvořila 7,5 % částky daně a od roku 1998 tvoří 5,5 % (WW+KN, 2018) a týká se většiny poplatníků.

Pro statistickou analýzu bylo využito standardní dummy proměnné pro rok 2008, která by měla negovat vliv ekonomické krize. Z hlediska daňové politiky byly shledány významné změny v letech 1996, 2000 a 2007, kdy došlo k rozsáhlejším změnám daňového algoritmu.

Změny algoritmu v průběhu let shrnuje následující tabulka:

Tabulka 7: Vývoj základních parametrů osobní důchodové daně v Německu pro jednoho bezdětného poplatníka v EUR

	nezdanitelné minimum (EUR)	sazba (%)	2.pásmo (EUR)	2./3.pásmo (EUR)	sazba (%)	nejvyšší pásmo (EUR)	sazba (%)	solidární přirážka (%)
1993	2871,00	19,00		61377,00	53,00			5,50
1994	2871,00	19,00		61377,00	53,00			5,50
1995	2871,00	19,00		61377,00	53,00			7,50
1996	6184,00	25,90		61377,00	53,00			7,50
1997	6184,00	25,90		61377,00	53,00			7,50
1998	6322,00	25,90		61377,00	53,00			5,50
1999	6681,00	23,90		61377,00	53,00			5,50
2000	6874,80		8917,95	58643,00	51,00			5,50
2001	7206,00		9249,27	54998,00	48,50			5,50
2002	7235,00		9251,00	55007,00	48,50			5,50
2003	7235,00		9251,00	55007,00	48,50			5,50
2004	7664,00		12739,00	52151,00	45,00			5,50
2005	7664,00		12739,00	52151,00	42,00			5,50
2006	7664,00		12739,00	52151,00	42,00			5,50
2007	7664,00		12739,00	52151,00	42,00	250000,00	45,00	5,50
2008	7664,00		12739,00	52151,00	42,00	250000,00	45,00	5,50
2009	7834,00		13139,00	52551,00	42,00	250400,00	45,00	5,50
2010	8004,00		13469,00	52881,00	42,00	250730,00	45,00	5,50
2011	8004,00		13469,00	52881,00	42,00	250730,00	45,00	5,50
2012	8004,00		13469,00	52881,00	42,00	250730,00	45,00	5,50
2013	8130,00		13469,00	52881,00	42,00	250730,00	45,00	5,50

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

2.2.3 Korporátní daň

Německá korporátní daň je oproti ostatním státům méně zastoupena v daňovém mixu, kde tvoří v průměru 4 % celkových daňových příjmů (ostatní státy mají zastoupení této daně okolo 10 %).

Samotný vývoj příjmů této daně je následující:

Tabulka 8: Příjem německé korporátní daně v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Na první pohled je patrné, že vývoj německé korporátní daně má několik strukturálních zlomů. Konkrétně se jedná o roky 2001 a 2009. Tyto zlomy jsou zapříčiněny velmi výraznými změnami daňové sazby. Dopad krize 2008 je taktéž poměrně patrný, jak ukazuje graf.

Absolutní vývoj sazby této daně je uveden v následující tabulce:

Tabulka 9: Německé sazby daně z příjmu právnických osob

rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
sazba	56,50	52,20	55,10	55,90	56,80	56,00	52,00	52,03	38,90	38,90	40,22	38,90
rok	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
sazba	38,90	38,90	38,90	38,90	30,18	30,18	30,18	30,18	30,18	30,18	30,18	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Na úvod je třeba zmínit, že se jedná o celkové daně upravené o solidární přírážku a započtení možných daňových úlev z titulu federálních daní upravených dle OECD (2018). Je patrné, že Německo má poměrně vysokou sazbu této daně, která v roce 1993 tvořila 56,5 %.

Nejvýznamnější změny se týkaly snížení této sazby v roce 2001 a v roce 2009, což koresponduje s vývojem příjmů této daně, kdy po snížení daňové sazby došlo ke krátkodobému propadu příjmů spojenému s následujícím rostoucím trendem. Z hlediska výstavby modelů jsou tyto roky, společně s ošetřením ekonomické krize, jednoznačně významné pro instrumentální proměnnou.

2.2.4 Daň z přidané hodnoty

Daň z přidané hodnoty se v Německu podílí na daňovém mixu přibližně z jedné pětiny, což je obdobné jako v ostatních sledovaných státech. Samotný průběh daňových příjmů je následující:

Graf 7: Vývoj příjmů daně z přidané hodnoty v Německu v mld. USD



Zdroj: Data (OECD) 2018 + úprava a výpočty autor.

Vývoj příjmů je relativně stabilní, kdy období vyrovnaného vývoje (1993 až 2002) je vystřídáno pozitivním trendem ukončeném ekonomickou krizí v roce 2008. V pokrizovém období je možno sledovat oscilující vývoj okolo hodnoty 250 mld. USD.

Vývoj sazeb ve sledovaném období je následující:

Tabulka 10: Vývoj sazeb daně z přidané hodnoty v Německu

sazba	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
základní	15	15	15	15	15	16	16	16
snížená	7	7	7	7	7	7	7	7
sazba	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
základní	16	16	16	16	16	16	16	19
snížená	7	7	7	7	7	7	7	7
sazba	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
základní	19	19	19	19	19	19	19	
snížená	7	7	7	7	7	7	7	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Samotné sazby se do roku 2008 mění pouze marginálně, a proto stačí použít instrumentální proměnnou pro roky 1999 a 2008, kdy dochází ke změnám základní sazby. Z grafické analýzy je vidět, že příčinou pozitivního trendu v roce 2002 byly zřejmě makroekonomické faktory.

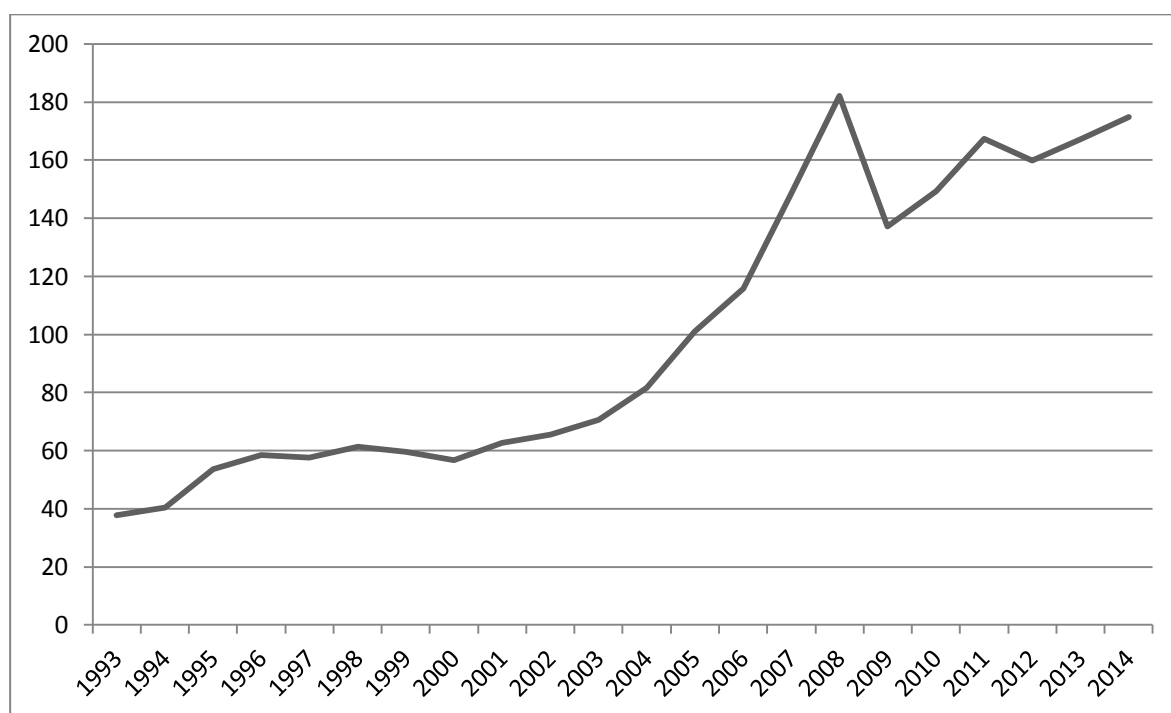
2.3 Polsko

Polsko v této práci představuje geograficky největšího člena Visegrádské čtyřky. Společně s ostatními státy V4 se jedná o transformovanou post-socialistickou ekonomiku. Sledování závislosti daňových příjmů vybraných daní a komparace s ostatními státy může být zajímavá z pohledu velmi silného zastoupení zemědělství v polské ekonomice. Je třeba poznamenat, že data z databáze OECD dostupná při začátku zpracování této práce neobsahovala rok 2015.

2.3.1 Celkové daňové příjmy

Samotný vývoj celkového daňového příjmu je následující:

Graf 8: Vývoj celkových daňových příjmů v Polsku v mld. USD

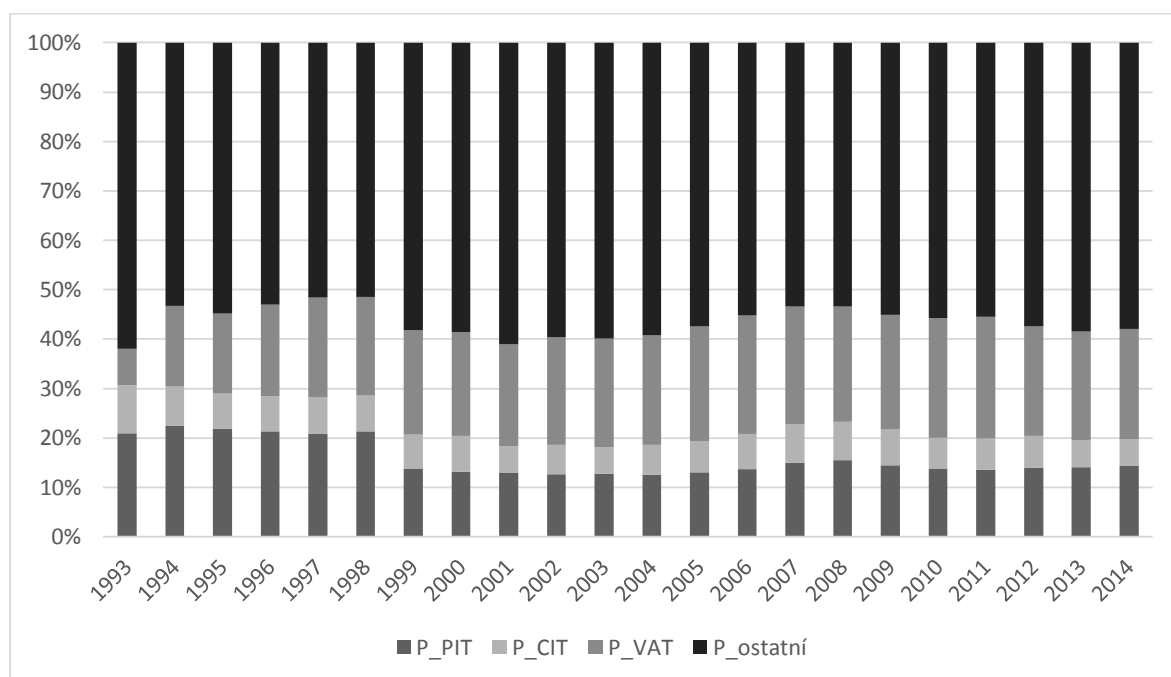


Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Vývoj celkového daňového příjmu vykazuje rostoucí trend od roku 1993 do roku 2008. Oproti ostatním post-socialistickým státům po krizi nenásleduje období silné variability, ale daňový příjem od roku 2009 dále roste. Vzhledem ke strukturálnímu zlomu způsobeném ekonomickou krizí je třeba pro modelování počítat s využitím dummy proměnné pro rok 2008.

Oproti dalším sledovaným státům má Polsko jinou strukturu daňového mixu s výrazným nárůstem vlivu daně z přidané hodnoty na celkových daňových příjmech společně s relativně nízkým zastoupení korporátní daně, což dokumentuje následující graf:

Graf 9: Zjednodušený daňový mix Polska



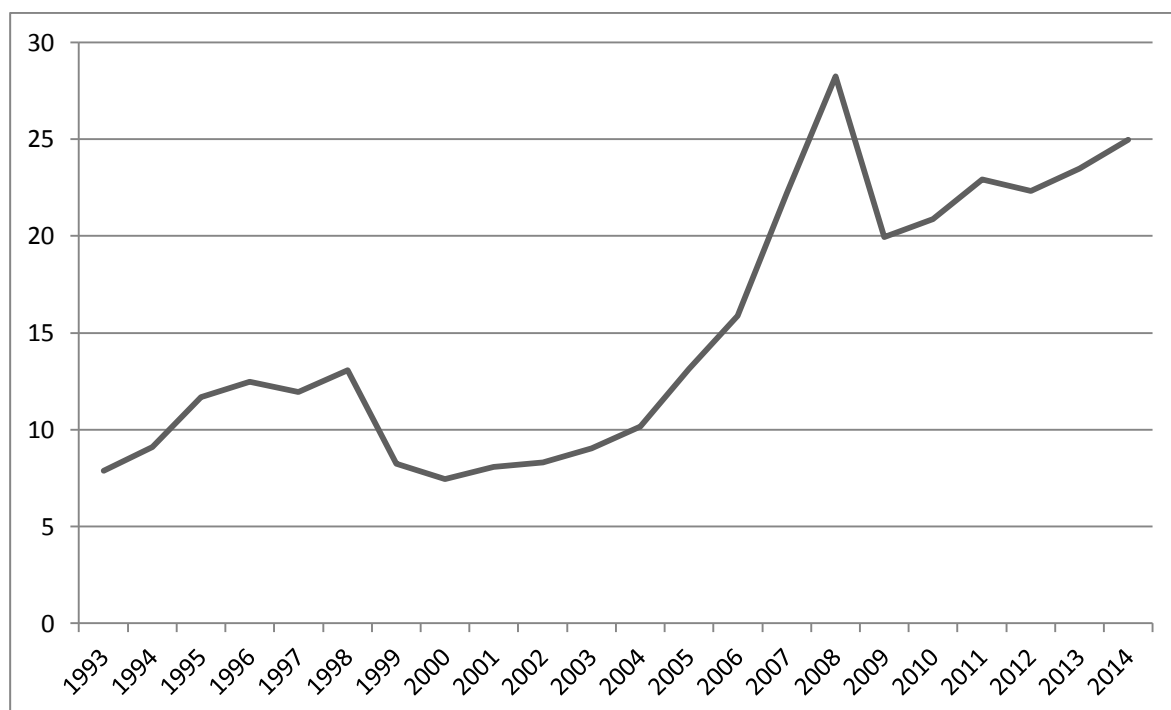
Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

2.3.2 Osobní důchodová daň

Význam této daně v polském daňovém mixu je poměrně výrazný do roku 1998, kdy tato daň tvořila více jak pětinu daňových příjmů. Od roku 1999 se tato daň podílí na 12 % celkových daňových příjmů.

Vývoj příjmů je následující:

Graf 10: Vývoj příjmů osobní důchodové daně v Polsku v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Příjem osobní důchodové daně částečně kopíruje vývoj celkových daňových příjmů kromě období od roku 1999 do roku 2000. Vzhledem k tomu, že význam této daně v roce 1999 poklesl o několik procent je evidentní, že se jedná o systémovou změnu. Tato změna byla způsobena nahrazením standardního odpočtu slevou, která byla vyšší než původní odpočet. Druhým strukturálním zlomem byl rok 2008, související s ekonomickou krizí. Obdobně jako u celkových daňových příjmů je obnovení rostoucího trendu poměrně rychlé (rok 2009). V roce 2009 taktéž došlo k poměrně zásadní změně daňového algoritmu, kdy bylo zrušeno nejvyšší pásmo progresivní daně.

Obecně je systémové nastavení polského daňového algoritmu velmi stabilní, kdy pouze dvakrát došlo k výraznějším změnám daňového systému.

Samotná daň je klouzavě progresivní s třemi, respektive dvěma daňovými pásmy s využitím standardního odpočtu a daňové slevy, jak ukazuje následující tabulka:

Tabulka 11: Vývoj základních parametrů osobní důchodové daně v Polsku pro jednoho bezdětného poplatníka v PZL

	odpočet (PZL)	sleva (PZL)	sazba (%)	pásmo (PZL)	sazba (%)	pásmo (PZL)	sazba (%)
1993	86,40		20,00	6480,00	30,00	12960,00	40,00
1994	121,20		21,00	9080,00	33,00	18160,00	45,00
1995	165,60		21,00	12400,00	33,00	24800,00	45,00
1996	218,40		21,00	16380,00	33,00	32760,00	45,00
1997	278,20		20,00	20868,00	32,00	41736,00	44,00
1998	336,60		19,00	25252,00	30,00	50504,00	40,00
1999		394,80	19,00	29624,00	30,00	59248,00	40,00
2000	982,08	436,20	19,00	32736,00	30,00	65472,00	40,00
2001	1110,72	493,32	19,00	37024,00	30,00	74048,00	40,00
2002	1155,12	518,16	19,00	37024,00	30,00	74048,00	40,00
2003	1199,52	530,08	19,00	37024,00	30,00	74048,00	40,00
2004	1227,00	530,08	19,00	37024,00	30,00	74048,00	40,00
2005	1227,00	530,08	19,00	37024,00	30,00	74048,00	40,00
2006	1227,00	530,08	19,00	37024,00	30,00	74048,00	40,00
2007	1302,00	572,54	19,00	43405,00	30,00	85528,00	40,00
2008	1335,00	586,85	19,00	44490,00	30,00	85528,00	40,00
2009	1335,00	556,02	18,00	85528,00	32,00		
2010	1335,00	556,02	18,00	85528,00	32,00		
2011	1335,00	556,02	18,00	85528,00	32,00		
2012	1335,00	556,02	18,00	85528,00	32,00		
2013	1335,00	556,02	18,00	85528,00	32,00		
2014	1335,00	556,02	18,00	85528,00	32,00		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

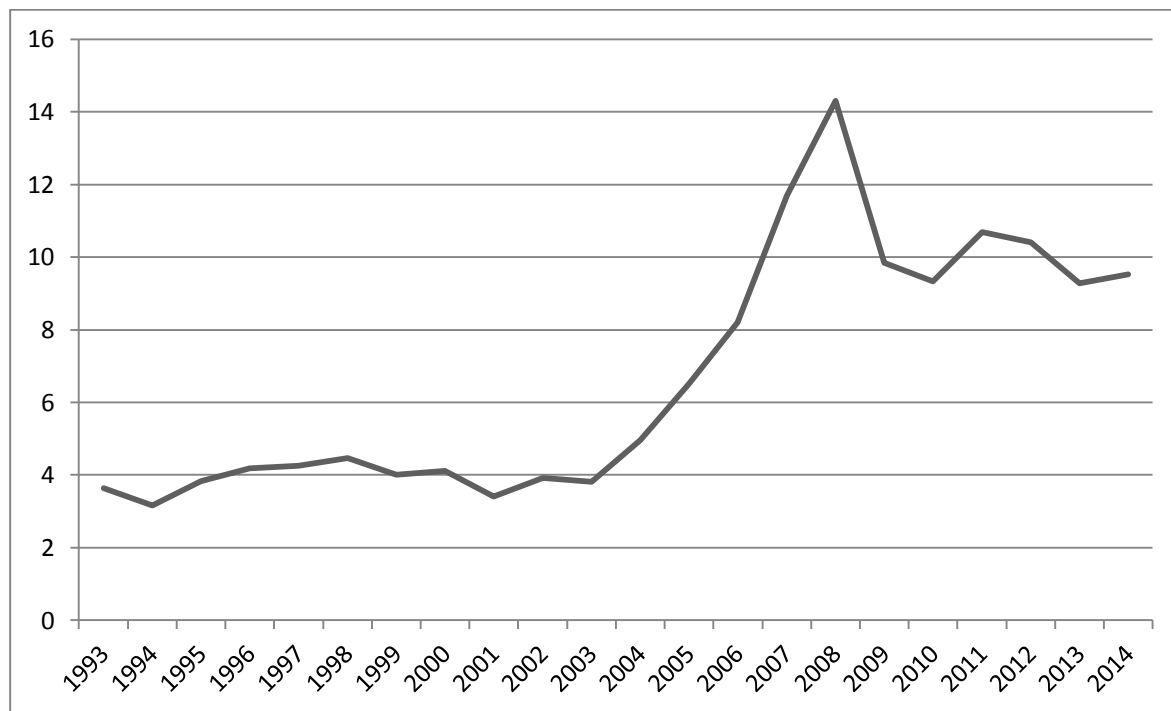
Vzhledem k relativně málo změnám daňové politiky je možno vytvořit instrumentální proměnnou pouze pro roky 1998 a 2009. Pro kompenzaci efektu celosvětové ekonomické krize je využita dummy proměnná pro rok 2008.

2.3.3 Korporátní daň

Oproti ostatním post-socialistickým státům má Polsko mnohem nižší podíl korporátní daně v daňovém mixu (9 %).

Samotný vývoj příjmů je následující:

Graf 11: Vývoj příjmů korporátní daně v Polsku v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Vývoj příjmů této daně je relativně stabilní do roku 2002, kdy příjem osciluje okolo hodnoty 4 mld. USD. Od roku 2003 došlo k velmi prudkému navýšení příjmu do roku 2008. Období po ekonomické krizi je opět relativně stabilní.

Vývoj sazeb je relativně obdobný jako v ostatních sledovaných státech V4, kdy dochází ke snižování sazeb na hladinu 19 % od roku 2004. Vývoj sazeb podrobněji dokumentuje následující tabulka:

Tabulka 12: Vývoj sazeb korporátní daně v Polsku

rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
sazba	40,00	40,00	40,00	40,00	38,00	36,00	34,00	30,00	28,00	28,00	27,00
rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
sazba	19,00	19,00	19,00	19,00	19,00	19,00	19,00	19,00	19,00	19,00	19,00

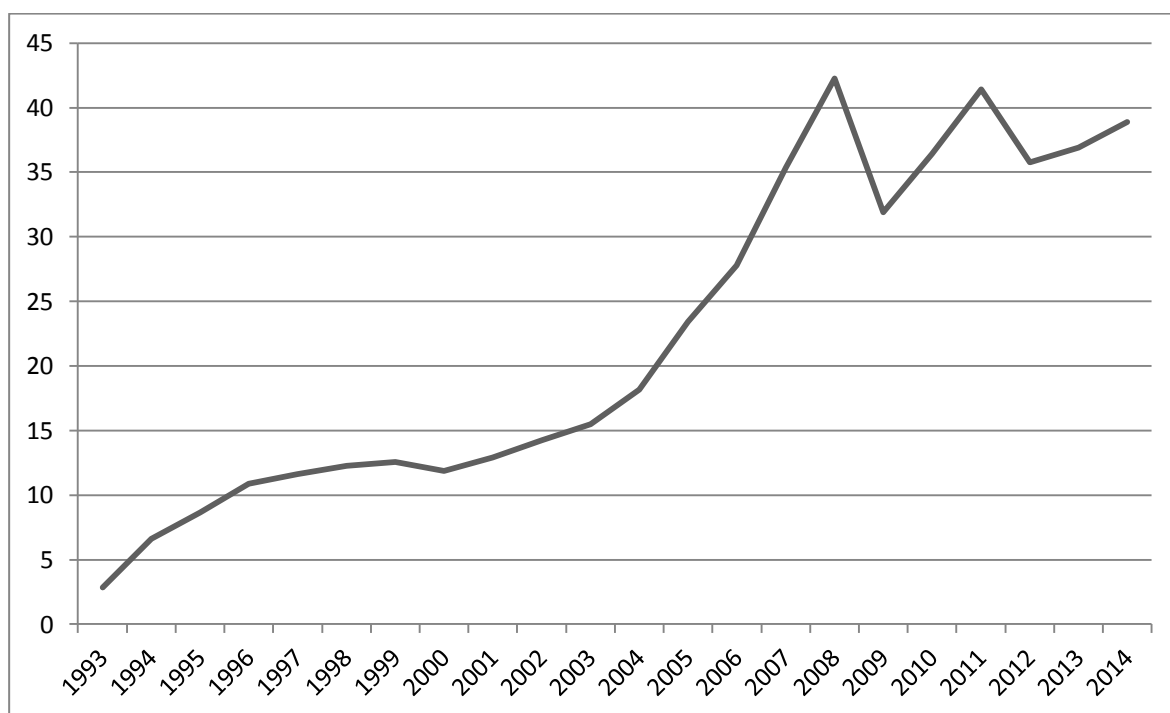
Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Z analýzy vývoje sazeb a grafické analýzy vývoje daňového příjmu je patrné, že by bylo vhodné ošetřit rok 2008 přidáním dummy proměnné. Pro popsání specifík daňové politiky byly využity roky 1996, 1998, 2000, 2003 a 2004. V těchto obdobích je instrumentální proměnná významná.

2.3.4 Daň z přidané hodnoty

Příjem daně z přidané hodnoty tvoří v Polsku v průměru 21 % veškerých daňových příjmů. Struktura daňového algoritmu je obdobná ve všech státech díky evropské harmonizaci této daně. Vývoj příjmů je následující:

Graf 12: Příjem polské daně z přidané hodnoty v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Samotný průběh příjmu lze rozdělit na vývoj před krizí v roce 2008 a po ní. Do roku 2008 je vidět relativně pozitivní trend vývoje příjmu daně (se čtyřletým obdobím stagnace mezi roky 1996 a 2000). Po roce 2008 následuje velmi variabilní období, kdy nelze jednoznačně identifikovat trend.

Vývoj sazeb je poměrně konstantní, kdy po většinu sledovaného období je základní sazba 22 % a snížená sazba 7 %. V roce 2000 zavádí Polsko druhou sníženou sazbu 3 % a od roku 2011 dochází k drobné korekci sazeb, jak dokazuje následující tabulka:

Tabulka 13: Vývoj polských sazeb daně z přidané hodnoty

sazba	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
základní	22	22	22	22	22	22	22	22
snížená	7	7	7	7	7	7	7	7
super-snížená								3
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
základní	22	22	22	22	22	22	22	22
snížená	7	7	7	7	7	7	7	7
super-snížená	3	3	3	3	3	3	3	3
	2009	2010	2011	2012	2013	2014		
základní	22	22	23	23	23	23		
snížená	7	7	8	8	8	8		
super-snížená	3	3	5	5	5	5		

Zdroj: Data OECD (2018), Nerudová (2014) + úprava a výpočty autor.

Z hlediska ošetření exogenních šoků je třeba vyřešit ekonomickou krizi roku 2008 a změny sazeb v letech 2000 a 2011 pomocí dummy proměnných.

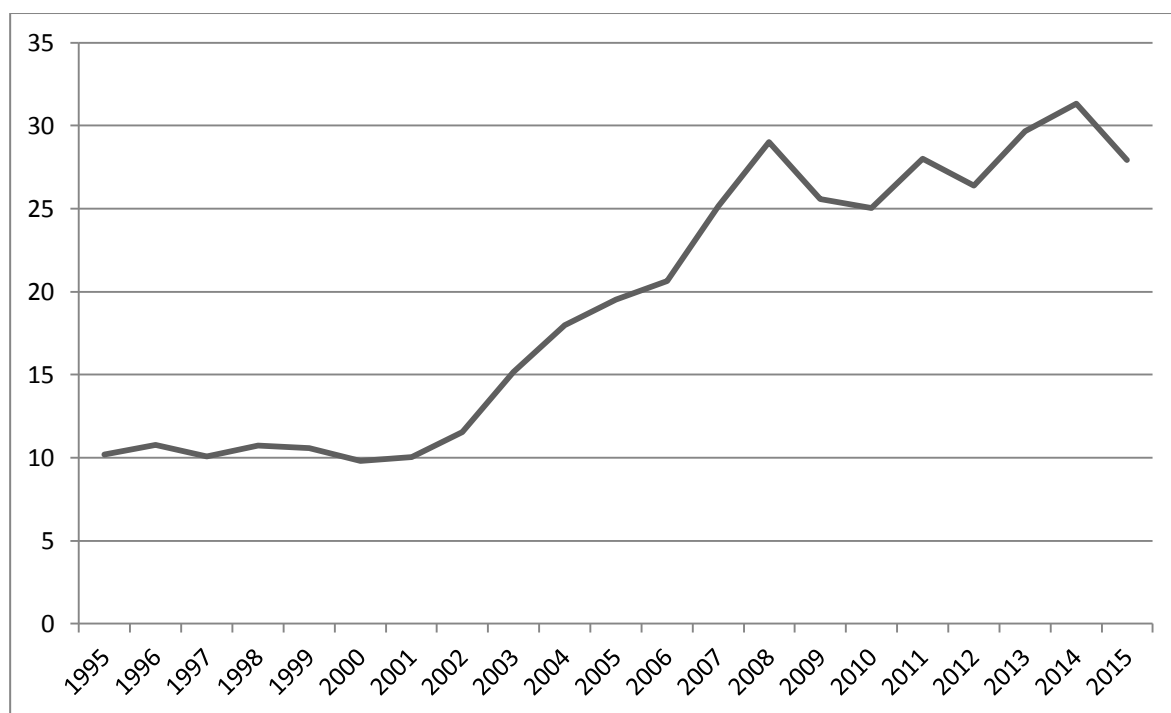
2.4 Slovensko

Slovensko v této práci zastupuje post-socialistickou ekonomiku, která je členem eurozóny od roku 2009. Druhým specifikem Slovenska jsou velmi srdečné a nadstandardní vztahy s Českou republikou, které jsou dány společnou minulostí. Slovenská ekonomika je relativně podobná složení české ekonomiky, kdy dominantním artiklem není zaměření na automobilový průmysl, ale obecně na strojírenský průmysl. Výjimkou je region okolo hlavního města, který se specializuje na sektor služeb, obdobně jako Praha. Daňové zatížení je podobné jako v České republice v průběhu sledovaných let, ale od roku 2008 má Slovensko lehce nižší daňové zatížení. Data za Slovensko jsou bohužel dostupná pouze od roku 1995.

2.4.1 Celkové daňové příjmy

Vývoj celkových daňových příjmů shrnuje následující graf:

Graf 13: Vývoj celkových daňových příjmů na Slovensku v mld. USD

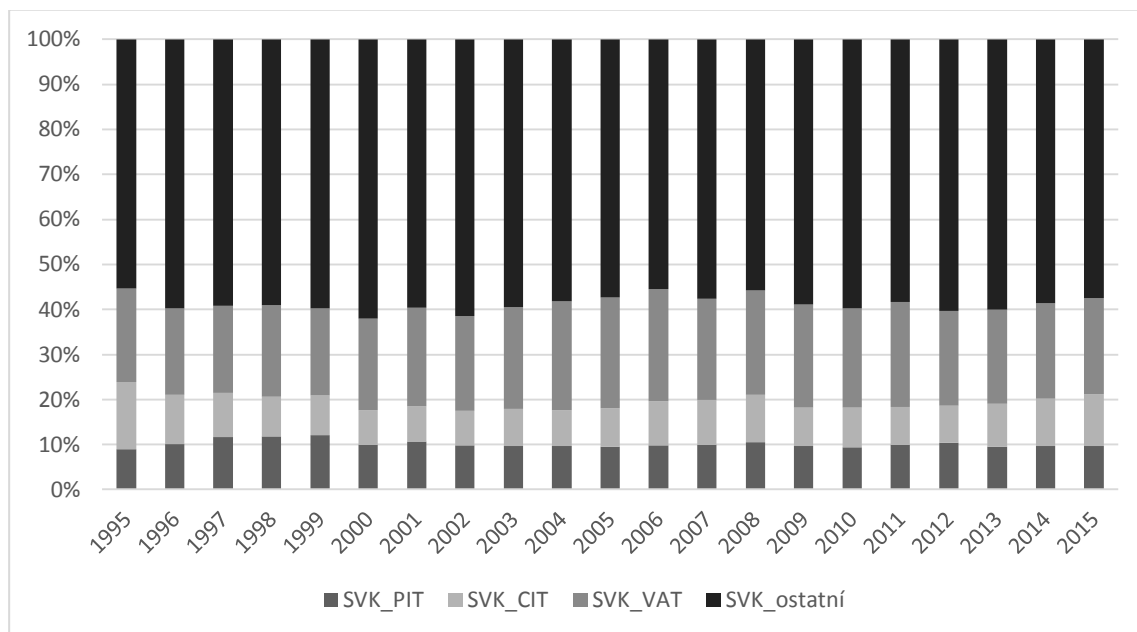


Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Vývoj veškerých daňových příjmů je velmi podobný vývoji v České republice. Opět lze pozorovat relativně stabilní období od roku 1995 do roku 2001. Následující velmi výrazným pozitivním trendem, který ukončila ekonomická krize v roce 2008. Na rozdíl od České republiky však následující vývoj vykazuje pozitivní trend s relativně vysokou volatilitou.

Struktura daňového mixu je lehce odlišná od České republiky, kdy je vidět mnohem větší význam příjmu daně z přidané hodnoty, který na Slovensku tvoří průměrně 22 % všech daňových příjmů. Samotný mix je ve sledovaném období následující:

Graf 14: Slovenský daňový mix



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

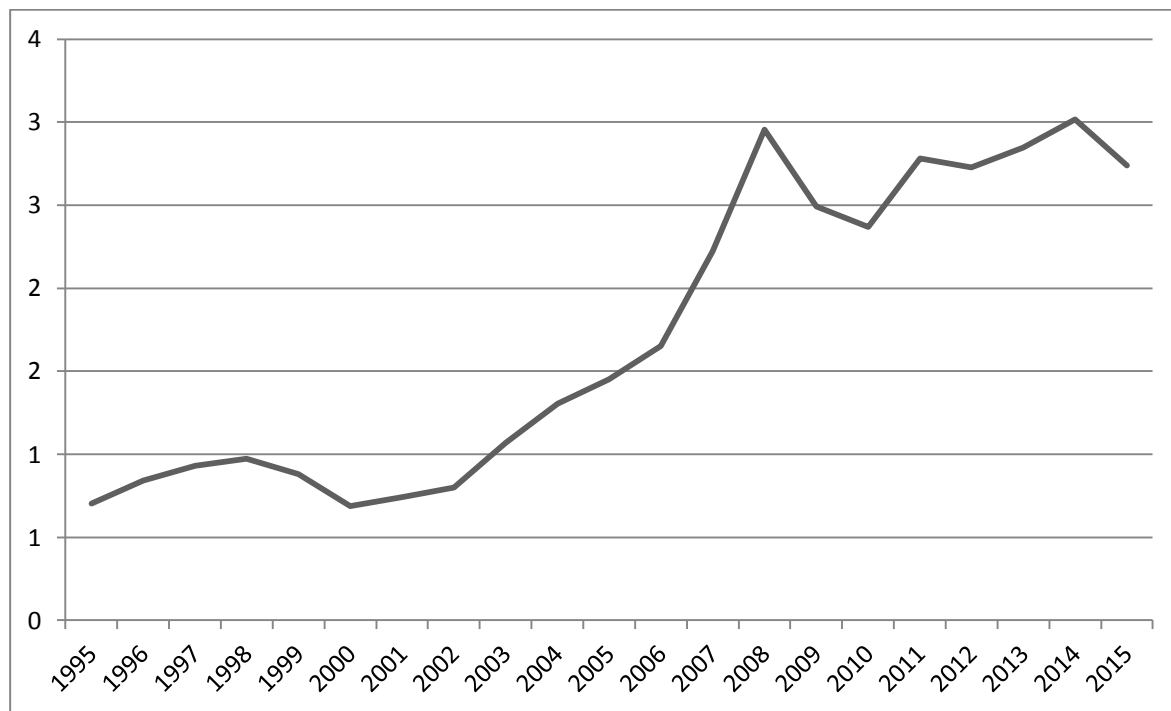
Obdobně jako v případě České republiky je zde použit jako korekce exogenních faktorů pouze vliv ekonomické krize v roce 2008, který je vyřešen pomocí dummy proměnné.

2.4.2 Osobní důchodová daň

Na Slovensku tvoří osobní důchodová daň přibližně 10 % všech daňových příjmů. Konstrukce daně je obdobná jako v České republice.

Vývoj příjmů má následující průběh:

Graf 15: Vývoj příjmů osobní důchodové daně na Slovensku v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Jako v celkových daňových příjmech je vývoj příjmů osobní důchodové daně podobný jako v České republice. Zajímavý je rok 1998, kdy dochází k poměrně významnému poklesu, který může být způsoben přehřátím slovenské ekonomiky doprovázeným poklesem růstu hrubého domácího produktu.

Od roku 2000 je patrný velmi rychle rostoucí trend, který je ukončen ekonomickou krizí v roce 2008. Důsledkem krize je pokles daňového příjmu do roku 2010, kdy se situace stabilizovala. Od roku 2011 lze pozorovat poměrně vysokou variabilitu vývoje sledované proměnné.

Úpravy daňového algoritmu lze rozdělit do několika období. První období od roku 1995 do roku 1999 se vyznačuje standardním odpočtem na poplatníka společně s klouzavou progresivní sazbou s šesti daňovými pásmy.

Mezi lety 2000 a 2001 došlo k několika podstatným úpravám daňového algoritmu, kdy byl odpočet na poplatníka zdvojnásoben společně s rozšířením jednotlivých pásem. Zároveň byla snížena nejnižší sazba a přidáno další pásmo pro poplatníky se středními příjmy.

Od roku 2002 do roku 2003 došlo k úpravě sazeb daně ze sedmi na pět, přičemž byla snížena nejnižší i nejvyšší sazba daně. V roce 2004 dochází k výrazné změně systému zdanění, kdy bylo využito jednotné lineární sazby daně ve výši 19 % společně s růstem výše odpočtu na poplatníka. V roce 2009 byla společně k odpočtu zavedena sleva na poplatníka, která byla v roce 2015 opět zrušena. V roce 2013 byla nově zavedena druhá sazba ve výši pro poplatníky s nadprůměrnými příjmy. Vývoj nastavení daňového systému shrnuje Tabulka 14.

Z hlediska kompenzace vlivu diskrétní politiky jsou jako významné pro dummy instrumentální proměnnou vybrány roky 2000, 2002, 2004 a 2013. Druhou testovanou dummy proměnnou je vliv ekonomické krize v roce 2008.

Tabulka 14: Vývoj základních parametrů osobní důchodové daně na Slovensku pro jednoho bezdětného poplatníka v EUR

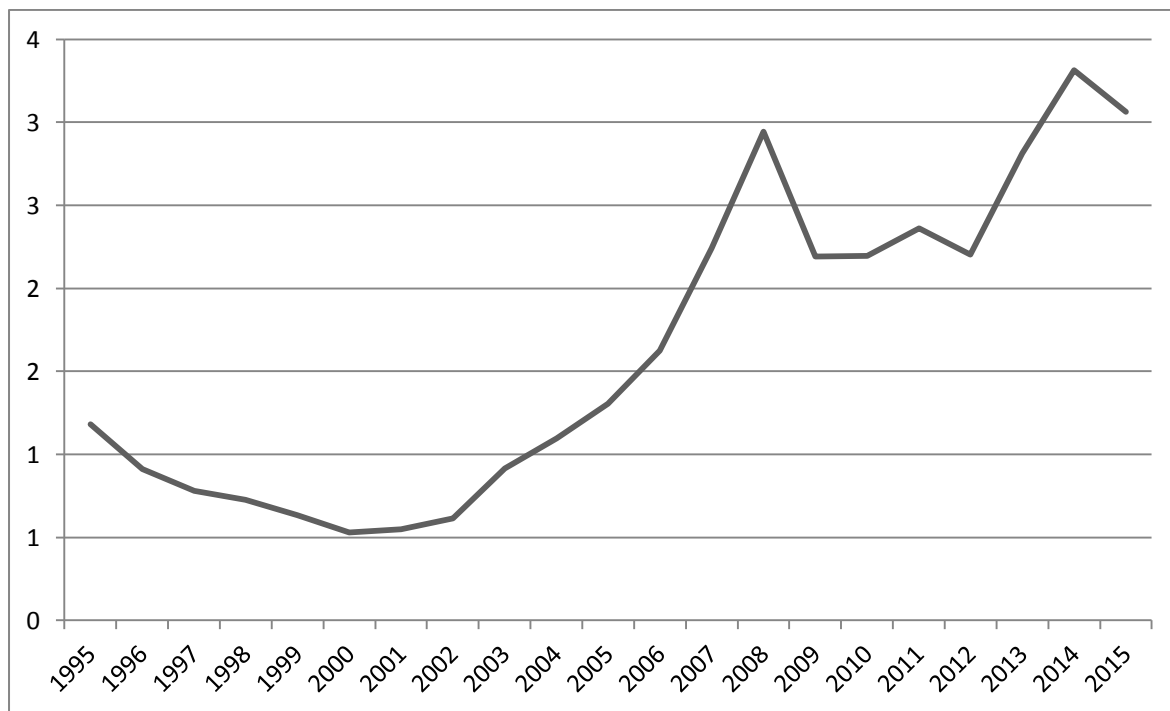
	odpočet (EUR)	sleva (EUR)	sazba (%)	pásmo (EUR)	sazba (%)	pásmo (EUR)	sazba (%)	pásmo (EUR)	sazba (%)	pásmo (EUR)	sazba (%)	pásmo (EUR)	sazba (%)	pásmo (EUR)	sazba (%)
1995	697,07		15,00	1991,64	20,00	3983,27	25,00	5974,91	32,00	17924,72	40,00	35849,43	42,00		
1996	697,07		15,00	1991,64	20,00	3983,27	25,00	5974,91	32,00	17924,72	40,00	35849,43	42,00		
1997	697,07		15,00	1991,64	20,00	3983,27	25,00	5974,91	32,00	17924,72	40,00	35849,43	42,00		
1998	697,07		15,00	1991,64	20,00	3983,27	25,00	5974,91	32,00	17924,72	40,00	35849,43	42,00		
1999	697,07		15,00	1991,64	20,00	3983,27	25,00	5974,91	32,00	17924,72	40,00	35849,43	42,00		
2000	1287,00		12,00	2987,45	20,00	4979,09	25,00	7966,54	30,00	13144,79	35,00	18721,37	40,00	37442,74	42,00
2001	1287,00		12,00	2987,45	20,00	4979,09	25,00	7966,54	30,00	13144,79	35,00	18721,37	40,00	37442,74	42,00
2002	1287,00		10,00	2987,45	20,00	5974,91	28,00	13144,79	35,00	18721,37	38,00				
2003	1287,00		10,00	2987,45	20,00	5974,91	28,00	13144,79	35,00	18721,37	38,00				
2004	2683,00		19,00												
2005	2919,00		19,00												
2006	3014,00		19,00												
2007	3174,00		19,00												
2008	3269,00		19,00												
2009	4026,00	181,03	19,00												
2010	4026,00	157,04	19,00												
2011	3559,00	50,34	19,00												
2012	3644,74	46,40	19,00												
2013	3735,94	42,98	19,00	34401,74	25,00										
2014	3803,33	27,60	19,00	35022,31	25,00										
2015	3803,33		19,00	35022,31	25,00										

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

2.4.3 Korporátní daň

Příjem korporátní daně tvoří na Slovensku v průměru 9 % celkových daňových příjmů za sledované období. Konstrukce je obdobná jako v České republice. Vývoj příjmů této daně má následující průběh:

Graf 16: Vývoj příjmu korporátní daně na Slovensku v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Samotný vývoj lze rozdělit do čtyř základních fází. První fáze od roku 1995 do roku 2000, kdy je vidět klesající příjem této daně. Tento vývoj může být zapříčiněn velmi vysokou 40% sazbou této daně, která byla v roce 2000 snížena na 29 %.

Následující vývoj je obdobný jako u osobní důchodové daně (v roce 2004 byly sazby těchto daní sjednoceny na 19 %), kdy do roku 2008 došlo k velmi markantnímu nárůstu příjmu. Vliv ekonomické krize je patrný stagnací příjmu této daně mezi roky 2009 až 2012.

Od roku 2012 do roku 2014 dochází k poměrně výraznému nárůstu příjmu, který může být způsobeno navýšením sazby na 23 %, respektive 22 %.

Vývoj sazeb ve sledovaném období dokumentuje následující tabulka:

Tabulka 15: Vývoj sazeb korporátní daně na Slovensku

rok	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
sazba	40,00	40,00	40,00	40,00	40,00	29,00	29,00	25,00	25,00	19,00	19,00
rok	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
sazba	19,00	19,00	19,00	19,00	19,00	19,00	19,00	23,00	22,00	22,00	

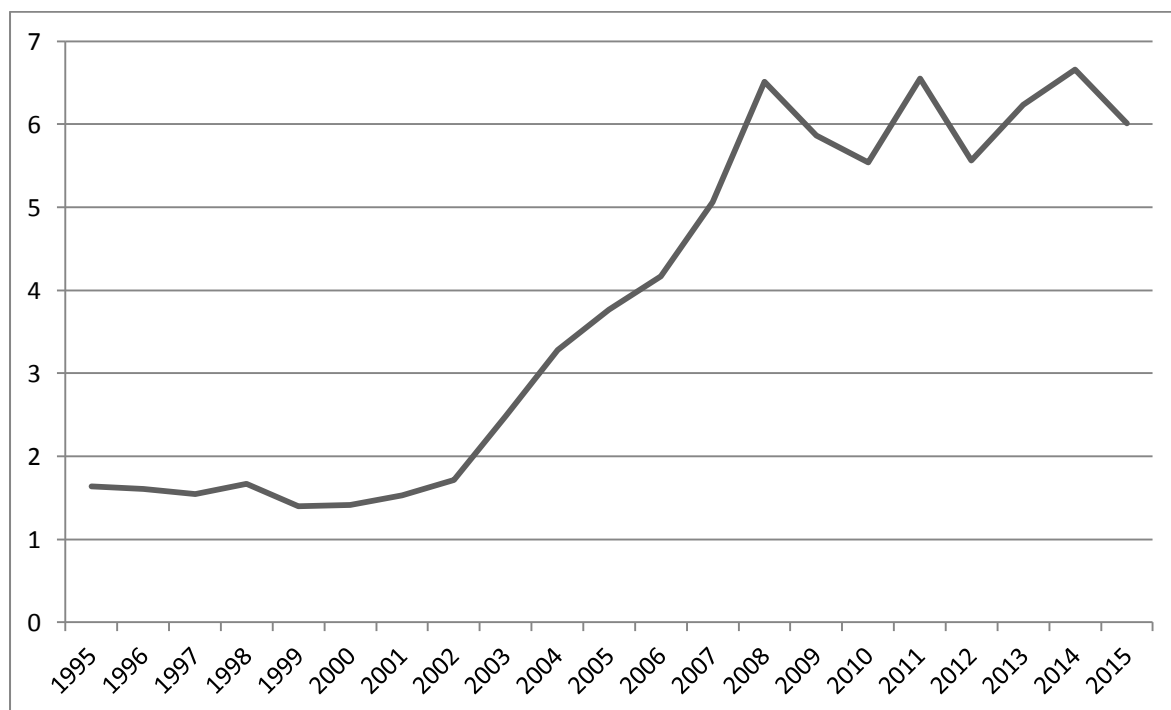
Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Z grafické analýzy a vývoje sazeb lze určit několik klíčových okamžiků pro možnou korekci vývoje sledované proměnné. Konkrétně se jedná o odstranění efektu změn daňové sazby v letech 2000, 2002 a 2014. Vliv ekonomické krize je ošetřen dummy proměnnou pro rok 2008.

2.4.4 Daň z přidané hodnoty

Z pohledu daňového mixu tvoří příjem slovenské daně z přidané hodnoty přibližně 22 % celkových daňových příjmů. Samotná konstrukce daně je obdobná jako v případě České republiky. Vývoj příjmů je následující:

Graf 17: Vývoj příjmu daně z přidané hodnoty na Slovensku v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Vývoj lze rozdělit do tří základních fází. První fází je vývoj od roku 1995 do roku 2002, kdy je příjem relativně stabilní. Od roku 2002 do roku 2008 následuje období prudkého nárůstu

příjmu, které je ukončeno ekonomickou krizí. Od roku 2008 vykazuje příjem této daně výraznou volatilitu.

Vzhledem k tomu, že daň z přidané hodnoty je poměrně silně koordinováno a harmonizováno v rámci EU, tak změny sazeb nejsou nijak výrazné kromě roku 2004, kdy na Slovensku sjednotili veškeré daňové sazby sledovaných daní na hodnotě 19 %. Vývoj sazeb dokumentuje následující tabulka:

Tabulka 16: Přehled sazeb daně z přidané hodnoty na Slovensku

sazba	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
základní	25	25	25	23	23	23	23	23
snížená	6	6	6	6	6	6	6 (10)	10
super-snížená								
sazba	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
základní	23	23	20	19	19	19	19	19
snížená	10	10	14				10	10
super-snížená								
sazba	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
základní	19	19	20	20	20	20	20	
snížená	10	10	10	10	10	10	10	
super-snížená		6						

Zdroj: Data OECD (2018), Nerudová (2014) + úprava a výpočty autor.

Z hlediska zahrnutí změn sazeb do modelů daňových příjmů byla použita instrumentální proměnná významná v letech 2000, 2003, 2004, 2007, 2010 a 2011. V těchto letech došlo k významnějším změnám daňové sazby. Vzhledem k tomu, že instrumentální proměnná nepokrývá rok 2008, který je klíčový z hlediska grafické analýzy, tak bude do modelů přidána dummy proměnná pro tento rok.

3 Data

Základem každého ekonometrického modelování jsou vstupní data. Tato data by měla splňovat vybrané podmínky, které jsou popsány dále.

Jako první podmínku lze uvést jistou míru kauzality s vysvětlovanými proměnnými.

Druhou podmínkou je dostatečný počet pozorování, který by měl splňovat podmínky statistické konzistence. Data pro tuto práci byla získána z databáze OECD (2018) a samotné časové řady jsou nejdelší možné pro jednotlivé státy od roku 1993, kdy vznikla samostatná Česká republika a Slovensko. U některých států a proměnných jsou k dispozici kratší časové řady. Většina pozorování začíná od roku 1993 a končí rokem 2015.

Poslední podmínkou je relativní metodická konzistence jednotlivých dat. Tato podmínka byla splněna využitím dat na stejném metodickém základu, protože veškerá data pochází z databáze OECD (2018) a lze předpokládat, že tato data jsou získána podle jednotné metodiky, protože pochází z jedné databáze.

Vzhledem k relativně malému počtu pozorování (max. 22) může vyplynout zkreslení u některých statistických testů.

Důležitou úpravou bylo sjednocení měny, ve které jsou hodnoty denominovány. Vzhledem k tomu, že část dat již byla vyjádřena v amerických dolarech (USD), byla tato měna využita jako báze. Kurz k převedení různých domácích měn byl získán také z databáze OECD (2018), aktuálně byla k dispozici pouze data do roku 2015.

V případě některých proměnných lze vysledovat částečnou duplicitu (např. vztah spotřeby a hrubého domácího produktu), ale již při výběru dat byla v úvahu brána možnost výskytu multikolinearity, a proto byly vybrány náhradní proměnné, který by neměly tento problém způsobovat. Podrobněji se problematice multikolinearity věnuje část kapitoly popisující regresní analýzu.

Vzhledem k rozdílům mezi sledovanými státy je občas v grafickém vyjádření využito možnosti druhého měřítka pro hodnoty německých proměnných. Tento způsob byl nutný, protože v rámci modelování jsou použity absolutní hodnoty a německé hodnoty jsou vyšší než u ostatních států. Drobné zkreslení způsobené dvěma měřítky vertikální osy je vyváženo lepším zachycením specifických výkyvů trendu u jednotlivých proměnných.

3.1 Hrubý domácí produkt (GDP)

Pokud lze vybrat nejvíce využívaný ukazatel ve vztahu k daňovým příjmům, je hrubý domácí produkt (dále také GDP) jednoznačná volba. Některé publikace řeší pouze vztah mezi hrubým domácím produktem a daňovými příjmy, z mnoha titulů lze uvést například Jenkins et al. (2000) Klazar (2003), Podhradská (2008), Clausing (2007), Velaj a Prendi (2014), Barro a Redlick (2009).

V této práci je použito nominálního hrubého domácího produktu jako popisu celkového vývoje ekonomiky.

Samotný vztah mezi daňovými příjmy a hrubým domácím produktem je poměrně zřejmý. V případě zdanění příjmů lze hovořit o tom, že pokud hrubý domácí produkt roste, tak by se tento jev měl projevit v ziscích firem, a tudíž by základ korporátní daně měl být taktéž vyšší. V případě osobní důchodové daně by se měl růst hrubého domácího produktu částečně projevit v možném zvýšení mezd a tím vyšším odvodem daně z příjmů fyzických osob společně s poklesem nezaměstnanosti a růstem objemu zaměstnanců, což vede k růstu objemu mezd (analogicky tento mechanismus funguje i pro pojistné sociálního zabezpečení). Růst hrubého domácího produktu by v případě všeobecné spotřební daně měl mít taktéž kladný vliv na výši daňových příjmů, protože lze předpokládat, že ekonomický růst zvýší hrubé i čisté příjmy a skrze ně i konečnou spotřebu (lze očekávat zvýšení důvěry spotřebitelů a větší sklon ke spotřebním výdajům), a tudíž i základ daně z přidané hodnoty. Pro celkový daňový příjem by také mělo platit, že pokud hrubý domácí produkt zvyšuje příjem čtyř velmi významných daní, tak lze předpokládat i vyšší celkový daňový příjem.

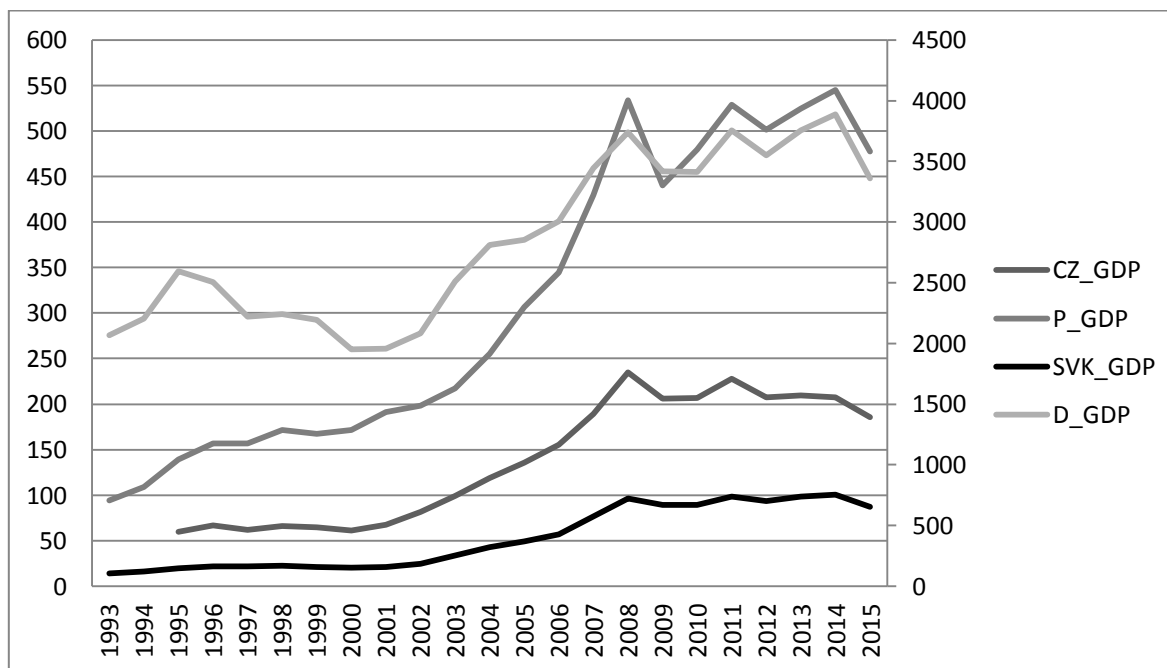
Předchozí předpoklady mají ale několik omezení. Prvním z těchto omezení je dynamika vztahu mezi růstem hrubého domácího produktu a daňovým příjmem, která může být u jednotlivých daní rozdílná.

Druhým omezením je vztah mezi daňovým příjmem (případně výší daňového zatížení) a hrubým domácím produktem. V případě vztahu hrubého domácího produktu a daňového příjmu se jedná o přímou závislost, ale pokud budeme sledovat, jak výše zdanění ovlivňuje růst ekonomiky, lze dojít k závěru, že se zde mohou vyskytovat negativní závislost (viz např. Romer a Romer (2007), Barro a Redlick (2009) a Arnold (2008)).

Posledním omezením u ukazatele GDP je jeho relativně velká závislost na ostatních ekonomických indikátorech, což může vést k multikolinearitě. Proto je třeba multikolinearitu otestovat a zvolit vhodné proměnné do modelů s GDP jako vysvětlující proměnnou.

Vývoj GDP shrnuje následující Graf 18:

Graf 18: Vývoj nominálního hrubého domácího produktu (GDP) ve vybraných zemích v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Pozn.: Vedlejší svislá osa (vpravo) je pro Německo.

V případě České republiky jsou data dostupná od roku 1995. Vývoj od roku 1995 do roku 2001 ukazuje stabilní průběh, pouze v roce 1997 je viditelný drobný pokles způsobený „korunovou krizí“ a od roku 2002 je poměrně jednoznačně patrný rostoucí trend do roku 2008. Nejvyšší pokles je v roce 2009, kdy je příčinou celosvětová ekonomická krize, resp. zpomalení v případě Polska. Od roku 2009 do konce sledovaného období je vidět poměrně vysoká variabilita.

V případě Německa je vidět relativní vyrovnanost ekonomiky, která nevykazuje takovou míru variability jako ostatní zvolené státy. Mezi lety 2001-2003 lze pozorovat jistou stagnaci způsobenou krizí vyspělých ekonomik, ale jinak roste německá ekonomika relativně stabilně až do roku 2008, kdy následuje pokles způsobený celosvětovou globální krizí. Těsně po krizi se německá ekonomika vzpamatovává poměrně dobře, ale očekávání se později snižuje na stagnační hodnoty roku 2012 a 2013 s následujícím poklesem v roce 2015.

Polsko ve sledovaném období jako jediné z vybraných států nevykazuje pokles hrubého domácího produktu. Od roku 2002 Polsko velmi výrazně roste až do krize v letech 2008-2009. Polsko vykazuje relativně vysoký růst ekonomiky bezprostředně po krizi spojený se stagnací v letech 2012 a 2013.

Vývoj slovenské ekonomiky vykazuje od roku 2000 do roku 2008 pozitivní růst, který je spojen s propadem v roce 2009 a obdobným vývojem jako v České republice v letech 2012 až 2015.

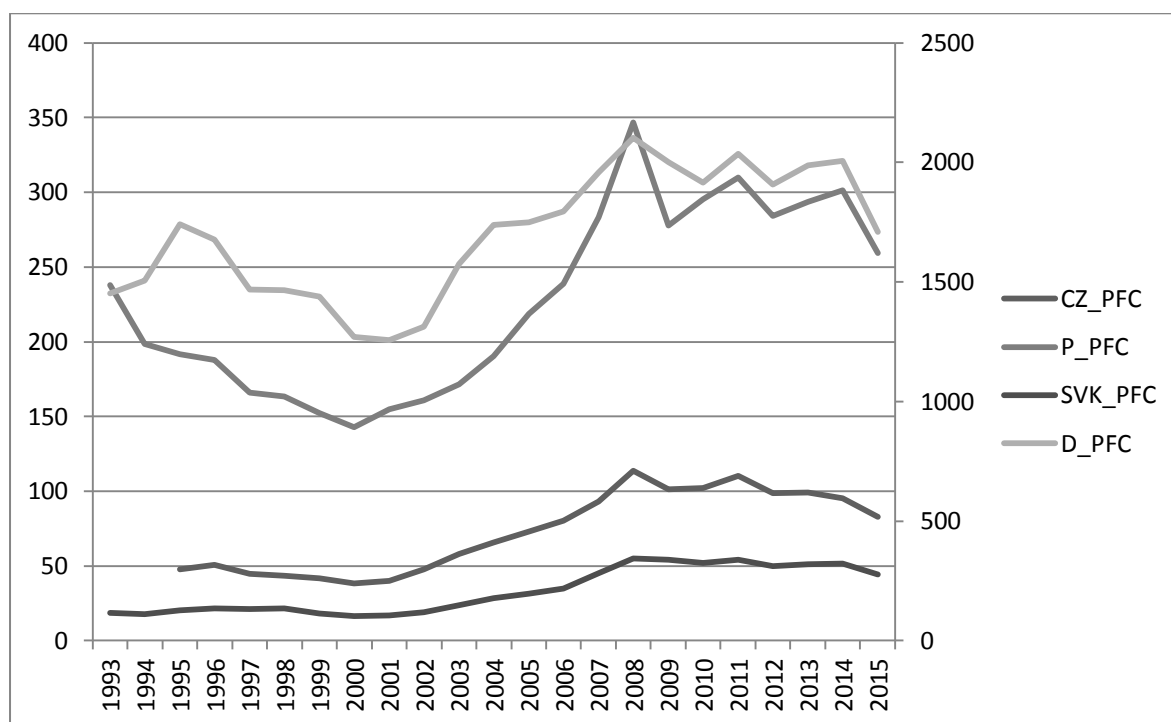
Z pohledu vhodnosti této vysvětlující proměnné je zřejmé, že je relativně stabilní (kromě období ekonomické krize a specifických lokálních krizí jednotlivých států). Vzhledem k velmi výraznému strukturálnímu zlomu roku 2008 bude pravděpodobně potřeba vyrovnat časovou řadu pomocí dummy proměnné.

3.2 Spotřeba

Pro možné nahrazení nebo případné zdůraznění vztahu mezi spotřebou a vývojem daňových příjmů bylo využito dvou základních determinant spotřební složky hrubého domácího produktu, a to konečné osobní spotřeby (PFC) a konečné vládní spotřeby (GFC). Pozitivní vztah mezi konečnou spotřebou a daňovým výnosem dokazují Bezděk a Stiller (2000), autoři zde nerozlišují konečnou spotřebu, ale je možné předpokládat, že zde bude platit obdobná závislost jak u státní, tak i u osobní konečné spotřeby. V případě důchodových daní lze efekt spotřeby předpokládat s jistým časovým zpožděním, kdy lze uvažovat, že díky vyšším ziskům poplatníků se po čase taktéž zvýší spotřeba.

Pro soukromou konečnou spotřebu by jednoznačně měly platit výše zmíněné předpoklady. V případě vládní spotřeby, mohou být určité vztahy s příjmem jednotlivých daní odlišné, vzhledem k možnostem osvobození (lékařská péče je například osvobozena od daně z přidané hodnoty). Vládní spotřeba taktéž může být občas anticyklická, kdy stát zvyšuje svoji spotřebu ve snaze nastartovat ekonomiku.

Graf 19: Osobní konečná spotřeba v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

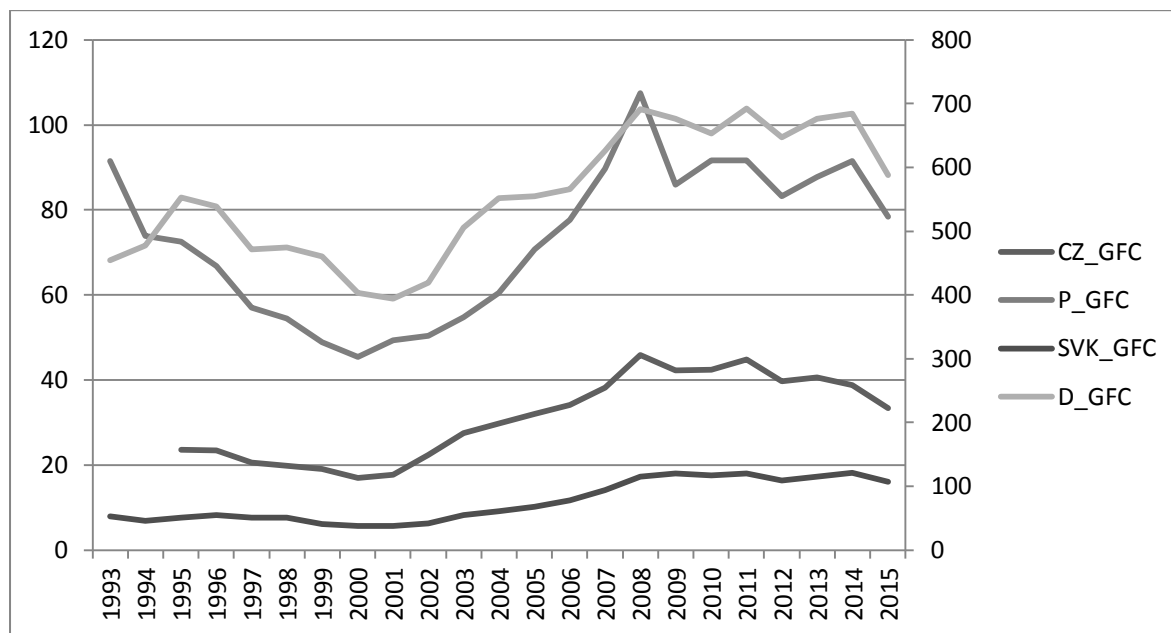
Pozn.: Vedlejší svislá osa (vpravo) je pro Německo

Na první pohled je patrné, že vývoj osobní konečné spotřeby (PFC) od roku 2008 vykazuje vyšší fluktuaci, což může indikovat jisté problémy v rámci analýzy časových řad. Naštěstí výkyvy pro jednotlivé státy jsou relativně obdobné a kopírují vývoj hrubého domácího produktu.

První znatelný pokles v soukromé konečné spotřebě je pozorovatelný v roce 1997, kdy jej zaznamenala většina států. Od roku 2000, respektive 2001 je vidět jednoznačně pozitivní trend v nárůstu osobní konečné spotřeby, který trval do roku 2008. Polsko vykazuje poměrně zajímavý vývoj, kdy od minima v roce 2000 vykazuje osobní konečná spotřeba pozvolnější růst do roku 2005. Období mezi lety 2007 a 2008 je spojeno s relativně velkým nárůstem osobní spotřeby pro Polsko, Slovensko a Českou republiku. Ve všech státech pak ale následuje pokles zapříčiněný celosvětovou ekonomickou krizí, kdy v roce 2009 vykazují všechny státy velmi výrazný pokles relativního přírůstku soukromé konečné spotřeby. Doba po roce 2009 je poměrně variabilní, protože z grafu vyplývá napřed pozvolný nárůst následovaný relativně stejně vysokým poklesem, který může být způsoben dozvukem ekonomické krize.

Vývoj vládní konečné spotřeby (GFC) ukazuje následující graf.

Graf 20: Konečná vládní spotřeba v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Pozn.: Vedlejší svislá osa (vpravo) je pro Německo.

I v případě vládní spotřeby je celkem zřejmé, že vývoj po ekonomické krizi dochází k výraznějším fluktuacím, což může být problematické pro ekonometrickou analýzu.

Opět zde jsou podobné trendy jako v případě vývoje osobní konečné spotřeby. Polsko se opět drobně vymyká vzorku sledovaných zemí, kdy od roku 2000 do roku 2008 vykazuje vyšší stabilitu než ostatní sledované země. Zajímavý je vývoj Slovenska v roce 1999, kdy je vládní spotřeba na minimu. Opět zde je patrný drobný nárůst ukazatele v období let 2003 až 2008, kdy většina zemí okolo roku 2004 snížila svoji vládní spotřebu v důsledku přílivu investic a období ekonomického růstu. Důsledek ekonomické krize je jednoznačně patrný z výrazného poklesu vládní konečné spotřeby v roce 2009. Další období ukazuje oscilaci, okolo konstantního trendu.

3.3 Export a import

Dalším zkoumaným determinantem hrubého domácího produktu je vliv zahraničního obchodu. Vlivem vztahu zahraničního obchodu a daňových příjmů se zabývá Gupta (2007) a Karagöz (2013). Zajímavé je, že zatímco Gupta (2007) identifikuje pozitivní vztah mezi čistým exportem a daňovými příjmy, Karagöz (2013) zde nenachází statistickou významnost. Důsledkem tohoto rozporu může být, že Karagöz (2013) využívá pouze dat turecké ekonomiky, zatímco Gupta (2007) využívá mnohem větší vzorek zemí. Ukazatel čistého exportu taktéž využívá Legeida a Sologoub (2003), ale v této publikaci je využito velmi zvláštního ukazatele, a to hrubého domácího produktu společně s inverzním čistým exportem. Tento ukazatel vykazuje pozitivní vztah s výnosem daně z přidané hodnoty. Oproti tomu Velaj a Prendi (2014) vykazují negativní vztah mezi daňovým příjmem a objemem importu, ale tato publikace je zaměřena na Albánii a obdobně jako v případě Karagöz (2013) je zde vzorkem pouze jedna země. Ačkoli jsou výsledky literatury rozporuplné, lze v případě všeobecné spotřební daně předpokládat existující (spíše pozitivní) vztah s exportem nebo importem, protože tato daň pokrývá i mezinárodní obchod. Vzhledem k tomu, že čistý export může být stacionární, jeví se jako vhodnější využít objemu exportu a objemu importu.

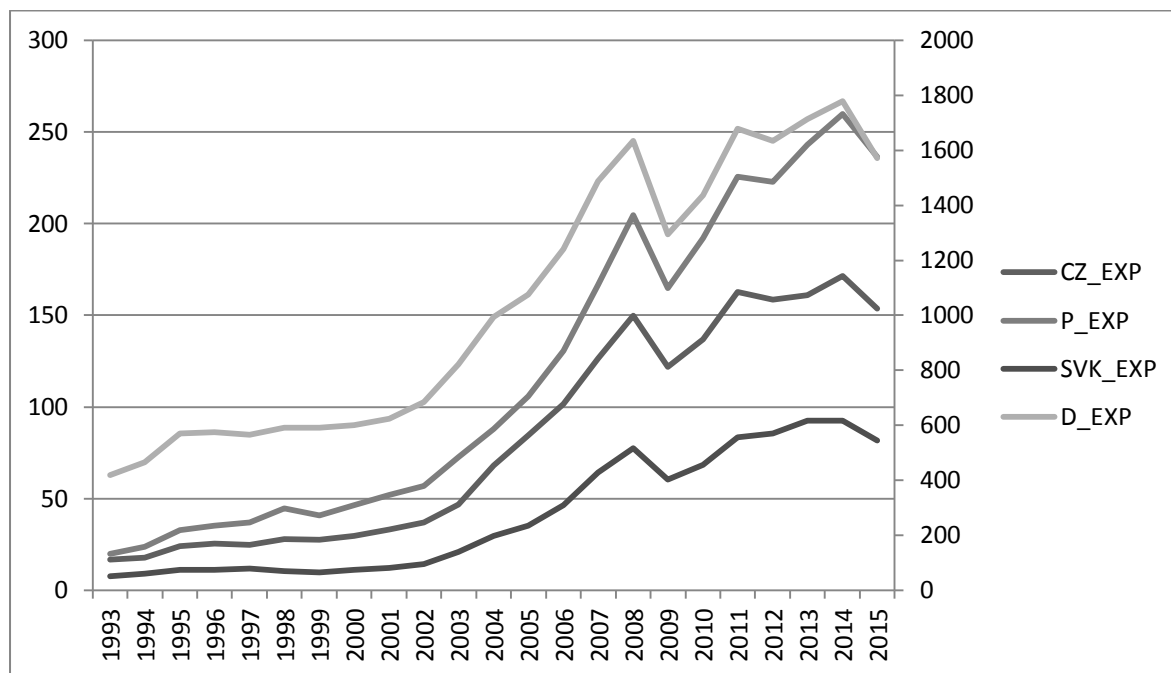
V případě důchodových daní nemusí být tento vztah tak jednoznačný. Lze uvažovat jistý vztah mezi příjmem daně z příjmů právnických osob a objemem exportu a importu. Například v exportně orientované ekonomice České republiky se může zvýšení exportu projevit vyššími daňovými zisky. Tento vztah je ale založen na vysoké hladině neurčitosti, kdy se předpokládá zvýšení exportu společně s růstem zdanitelného zisku, přičemž daňové subjekty mohou své získané prostředky například reinvestovat.

Samotný vztah zahraničního obchodu a osobní důchodové daně může být založen na dvou základních transmisních mechanismech. U skupiny osob samostatně výdělečně činných lze předpokládat obdobný vztah jako v případě právnických osob. Otázka vztahu zaměstnanců a zahraničního obchodu je komplikovanější, protože zaměstnanci (největší skupina plátců daně z příjmů fyzických osob) nemají přímý vliv na růst exportu a mzdy. Nepřímý vliv lze předpokládat, pokud se v případě růstu exportu za určitý čas zvýší mzdy anebo se zvýší zaměstnanost. Tyto dva faktory by s určitým zpožděním měly zvýšit daňový základ zdanění zaměstnanců.

3.3.1 Export (EXP)

Vývoj objemu exportu vyjadřuje následující graf.

Graf 21: Objem exportu v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Pozn.: Vedlejší svislá osa (vpravo) je pro Německo.

I zde je patrná variabilita, která může působit problémy v regresních modelech. Samotný vývoj v období let 1996 až 2008 lze rozdělit na dvě skupiny.

Všechny státy vykazují velmi vysoký nárůst exportu v letech 2000 až 2008 spojený s drobným propadem v roce 2005. Tento propad je možná spojen s poklesem růstu německé ekonomiky.

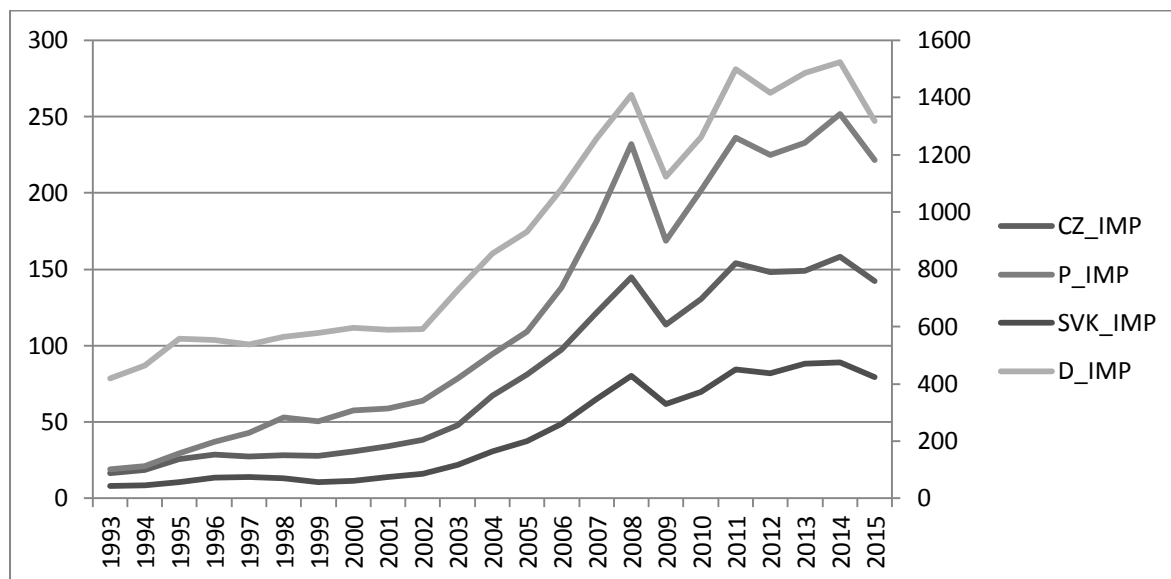
V případě Německa je patrný pokles v roce 2005 způsobený malým růstem německé ekonomiky v předchozím období a velmi vysokou mírou nezaměstnanosti.

Příchod světové ekonomické krize ukazují data z roku 2009, kdy veškeré sledované státy pocítily významný pokles exportu a následné dozvuky krize jsou poměrně patrné od roku 2010 do roku 2015, kdy je vývoj exportu variabilní.

3.3.2 Import (IMP)

V případě importu vývoj popisuje graf.

Graf 22: Objem importu v mld. USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Pozn.: Vedlejší svislá osa (vpravo) je pro Německo

Opět i zde je od roku 2000 vidět velmi vysoký nárůst ve všech sledovaných státech. Samotný vývoj importu je zhruba stejně variabilní jako vývoj exportu. Tato závislost je dána tím, že ani jedna ze sledovaných zemí nevlastní rozsáhlé nerostné suroviny, a tudíž růst exportu musí být z určité části kompenzován dovozem nezbytných surovin pro výrobu exportních statků.

3.4 Zaměstnanost a trh práce

Vývoj na trhu práce může hrát roli na výši daňového příjmu. Samotné využití některého z indikátorů pro odhad daňových příjmů využívají Mihóková et al. (2015), Kennedy et al. (2015), Karagöz (2013), Gupta (2007), Urrutia et al. (2015), a Clausing (2007). Vzhledem k množství možných indikátorů bylo vybráno několik ukazatelů popisujících tuto část ekonomiky.

3.4.1 Celková zaměstnanost (TE)

Jako první lze uvést celkovou zaměstnanost (dále TE) neboli počet zaměstnaných osob, která by měla poskytovat hrubý základ pro odhadování daně z příjmů fyzických osoby, kdy se předpokládá, že v případě vyššího počtu zaměstnaných je inkaso daně z příjmů vyšší. S vyšší zaměstnaností lze taktéž spojovat možnou pozitivní korelaci se všeobecnou spotřební daní, kdy lze předpokládat, že díky vyšší zaměstnanosti budou vyšší mzdy, a tudíž i vyšší spotřeba. Tento ukazatel s pozitivním vztahem k daňovým výnosům používají Urrutia et al. (2015) a Mihóková et al. (2015).

Obdobný ukazatel pro tuto práci dokumentuje Tabulka 17.

V případě České republiky je poměrně zajímavý trend, kdy celková zaměstnanost klesá do svého minima v roce 2000. Od roku 2000 do roku 2004 ukazatel kolísá okolo počtu 4,7 miliónů zaměstnaných. V roce 2004 nastává poměrně výrazný nárůst celkové zaměstnanosti, který trvá do roku 2008, kdy ekonomiku zasáhla celosvětová ekonomická krize. Samotný důsledek ekonomické krize trvá do roku 2011, kdy opět následuje odraz od lokálního minima a pozvolný růst celkové zaměstnanosti.

Německo vykazuje oproti České republice stabilněji rostoucí trend. Pokles do roku 1997 je následován obdobím relativního růstu až do roku 2001. Potom následuje pokles mezi roky 2002 a 2004, který je následován opět velmi výrazným růstem do roku 2008. V roce 2008 dochází ke stagnaci, která je ale překonána v roce 2009 a následují další výrazný růst sledovaného ukazatele.

Tabulka 17: Počet zaměstnaných v mil.

	CZ_TE	D_TE	P_TE	SVK_TE
1993	4,8073	36,1717	14,4379	
1994	4,8677	35,9050	14,2090	2,1102
1995	4,9124	35,7617	14,3382	2,1468
1996	4,9190	35,5225	14,5106	2,2249
1997	4,8888	35,3017	14,7128	2,2059
1998	4,8222	35,5508	14,8863	2,1986
1999	4,7144	35,9317	14,4493	2,1321
2000	4,6815	36,0650	14,0805	2,1017
2001	4,6842	36,1858	13,7701	2,1237
2002	4,7310	35,8725	13,3581	2,1270
2003	4,7012	35,5058	13,1981	2,1646
2004	4,6905	35,4283	13,3708	2,1704
2005	4,7639	35,6825	13,6823	2,2162
2006	4,8280	36,3775	14,1466	2,3014
2007	4,9216	37,1708	14,7748	2,3573
2008	5,0020	37,6417	15,3179	2,4338
2009	4,9342	37,4892	15,3838	2,3658
2010	4,8851	37,7567	15,4731	2,3175
2011	4,8727	38,6567	15,5621	2,3153
2012	4,8901	39,0333	15,5907	2,3290
2013	4,9371	39,4142	15,5681	2,3293
2014	4,9744	39,7550	15,8615	2,3630
2015	5,0420	40,0708	16,0839	2,4240

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Polsko se liší od ostatních států. Celková zaměstnanost v Polsku vykazuje do roku 1998 růst, který je následován znatelným poklesem až do globálního minima v roce 2003. Od roku 2004 vykazuje polská celková zaměstnanost růst do roku 2008. Ale i v roce 2009 vykazuje sledovaná proměnná růst až do konce sledovaného období. Lze tedy říci, že polská celková zaměstnanost není ovlivněna tolik ekonomickou krizí jako v případě ostatních sledovaných států vzhledem

V případě Slovenska je situace obdobná jako u České republiky. Celková slovenská zaměstnanost roste do roku 1996. V letech 1997 až 2000 sledovaná proměnná vykazuje určitý pokles, který v roce 2000 dosahuje svého minima. Od roku 2001 do roku 2008 je zde velmi výrazný růst, následovaný propadem v letech 2009 a 2010. Od roku 2011 ukazatel stagnuje do konce sledovaného období.

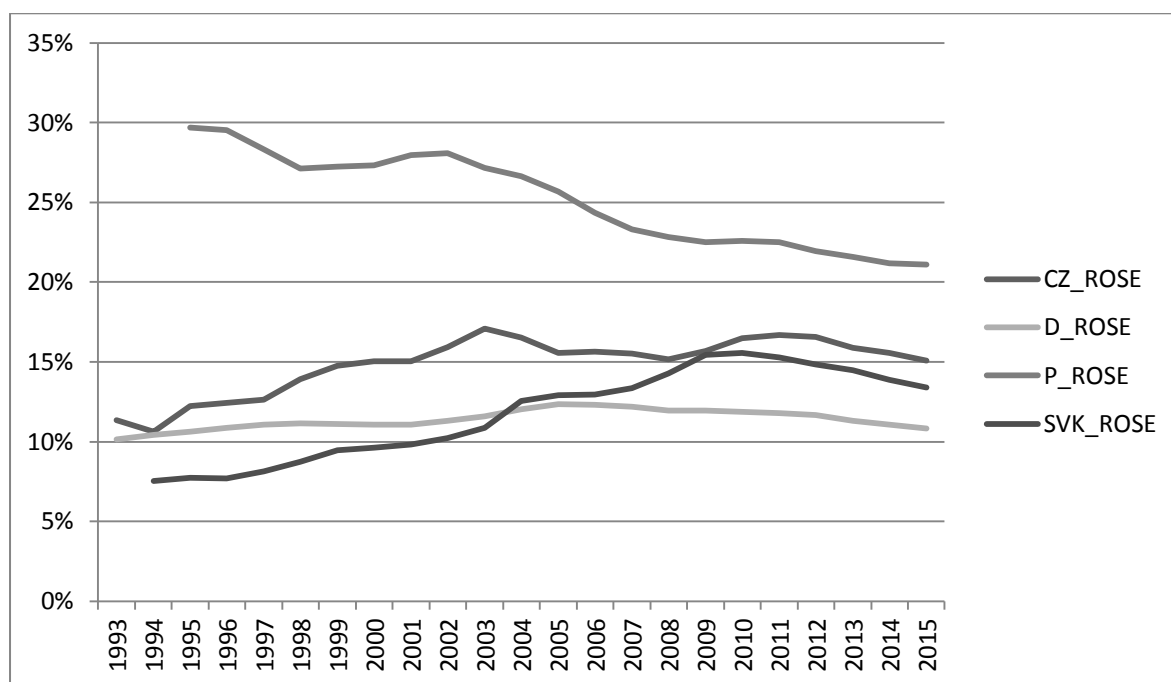
3.4.2 Podíl osob samostatně výdělečně činných (ROSE)

Druhou vysvětlující proměnnou z oblasti trhu práce je podíl osob samostatně výdělečně činných (dále též ROSE) na celkové zaměstnanosti. Tento ukazatel je zde uveden zvlášť jako pomocná proměnná pro odhadování příjmů daně z příjmů fyzických osob. V současné době je v České republice a na Slovensku proaktivní politika boje proti daňovým únikům. Tato politika cílí na zamezení daňovým únikům u osob samostatně výdělečně činných z titulu daně z přidané hodnoty a dílčího základu daně ze samostatné činnosti. Obecně je problematika daňových úniků u osob samostatně výdělečně činných založena na možnosti daňově uznatelných nákladů na dosažení a udržení příjmů. Vzhledem k tomu, že se obecně předpokládá vyšší náchylnost osob samostatně výdělečně činných k daňovým únikům, je tato proměnná konstruována jako vyrovnávací faktor pro možné zkreslení způsobené šedou ekonomikou.

Tento ukazatel je konstruován speciálně pro modely daně z příjmů fyzických osob a má za cíl eliminovat specifika úprav základu daně u OSVČ hlavně v České republice. Samotná konstrukce tohoto ukazatele je jednoduchá. Jedná se o podíl osob samostatně výdělečně činných na počtu všech zaměstnaných osob. Osoby samostatně výdělečně činné mají možnost si uplatňovat výdaje na dosažení příjmů, ale za určitých podmínek nemusí tyto osoby vést účetnictví. Základ daně OSVČ je rozdíl mezi příjmy a výdaji. Výdaje lze uplatňovat buď přímo (podvojně anebo zjednodušené účetnictví) anebo nepřímo, pomocí výdaji paušálem. V České republice jsou výdaje paušálem poměrně značně využívány, protože jsou pro OSVČ výhodné a mohou zkreslovat vývoj celkového daňového příjmu. Klasickým daňovým únikem je zatajování příjmů, které potom nejsou zdaněny.

Podíl osob samostatně výdělečně činných ale obsahuje jistou míru zkreslení, protože není možné na základě dostupných datových zdrojů identifikovat souběh zaměstnání a samostatně výdělečné činnosti. Vývoj tohoto ukazatele dokumentuje následující graf.

Graf 23: Podíl počtu OSVČ na celkové zaměstnanosti v %



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

V případě České republiky se podíl osob samostatně výdělečně činných pohybuje okolo 16 %. Tento podíl dosahuje svého vrcholu v roce 2003. Po tomto roce následuje útlum do roku 2008, kdy opět dochází k růstu.

V případě Německa lze hovořit o konstantním podílu, kdy hodnoty sledované ukazatele oscilují okolo 12 %. Změny ve sledovaném období jsou marginální.

V případě Polska je vývoj velmi zajímavý, protože v rámci celého sledovaného období podíl osob samostatně výdělečně činných klesá. Velmi zajímavé je, že stále více než pětina zaměstnaných v Polsku jsou OSVČ. Důvodem pro tento stav může být určité osvobození příjmů pocházející ze zemědělské činnosti.

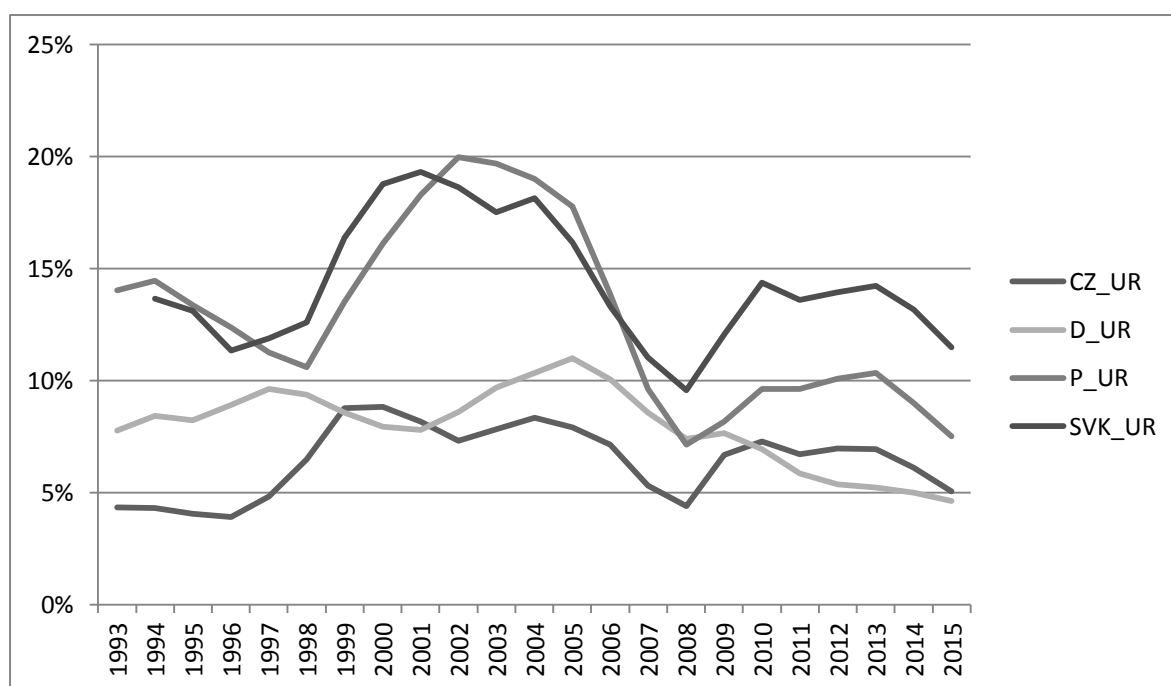
Slovensko v tomto ukazateli vykazuje pozvolně rostoucí lineární trend, kdy z nejnižší hodnoty 6,5 % postupně roste ukazatel od roku 1997 až na úroveň 16 % v roce 2013 s pozvolným poklesem do roku 2015.

3.4.3 Míra nezaměstnanosti (UR)

Třetí vysvětlující proměnnou je míra nezaměstnanosti (dále UR). Předpokládané transmisní mechanismy s daňovými příjmy jsou obdobné jako u počtu zaměstnaných, ale předpokládá se negativní korelace s daňovými příjmy. Opačné působení tohoto indikátoru dokazuje Kubátová a Říhová (2009) společně s Velaj a Prendi (2014).

Vývoj míry nezaměstnanosti popisuje následující graf:

Graf 24: Vývoj míry nezaměstnanosti v %



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Z průběhu tohoto sledovaného ukazatele je jednoznačně patrný podobný vývoj na Slovensku a v Polsku. Pro oba tyto státy je charakteristický významný pokles v počátku sledovaného období následovaný od roku 1998 vysokým nárůstem počtu nezaměstnaných. Maxima je v případě Slovenska dosaženo v roce 2001, zatímco u Polska se maximum vyskytuje v roce 2002. Od této doby následuje pokles počtu nezaměstnaných až do počátku ekonomické krize v roce 2008. Mezi lety 2009 a 2010 dochází k růstu počtu nezaměstnaných. Od roku 2010 je vidět ustálení výše tohoto ukazatele.

V případě Německa je vidět nárůst do roku 1997 následovaný poklesem do roku 2001. Od roku 2002 do roku 2005 míra nezaměstnanosti roste. Zajímavý je fakt, že míra nezaměstnanosti v Německu od roku 2006 stále klesá navzdory efektu celosvětové ekonomické krize.

Česká republika má na začátku sledovaného období nejnižší míru nezaměstnanosti, která od roku 1997 poměrně výrazně roste v důsledku korunové krize. Od roku 1999 do roku 2008 je vidět pokles následovaný výrazným růstem mezi lety 2008 a 2009 způsobený ekonomickou krizí. Od roku 2010 lze vývoj považovat za konstantní.

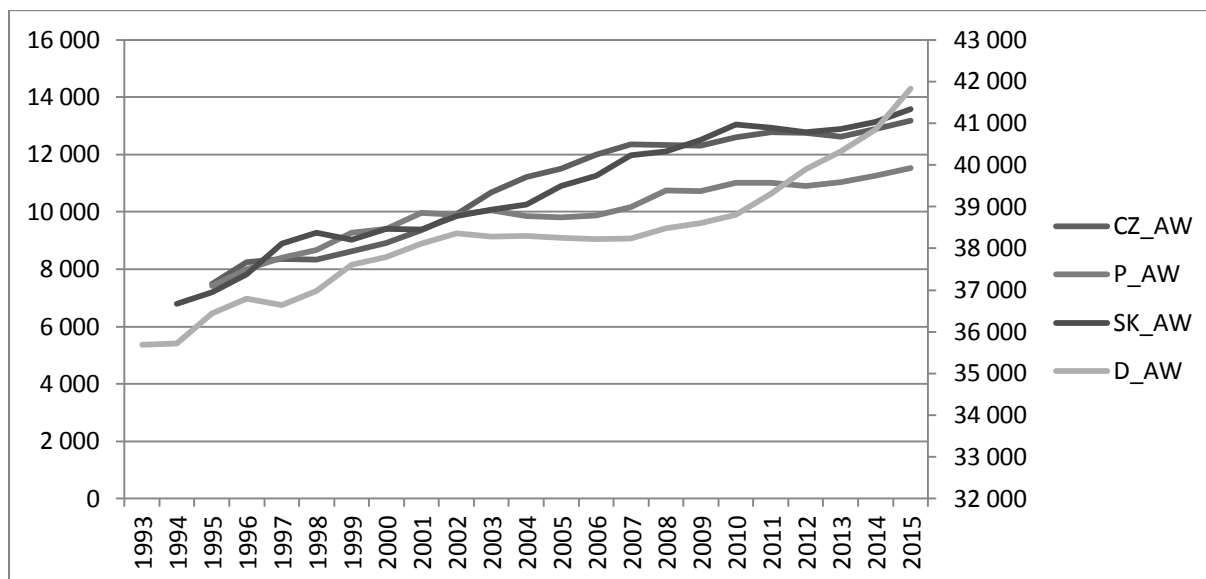
Samotný vztah mezi tímto ukazatelem trhu práce a inkasem daně z příjmu právnických osob je poměrně komplikovaný. V případě vysoké nezaměstnanosti mohou právnické osoby ušetřit na mzdových nákladech, a tudíž dosahovat vyššího zisku. Na druhou stranu mohou v rámci krize omezit výrobu a zaměstnance propustit, čímž vznikají dva protiběžné faktory. První z nich je omezení výroby, které sníží hospodářský výsledek firmy a tím sníží daňový základ. Ušetření nákladů na omezení výroby naopak sníží „ztrátu“ firmy a ta dosáhne lepšího hospodářského výsledku. Který z těchto faktorů převládá je obtížně predikovatelné, a proto lze předpokládat, že mezi zmíněným ukazatelem a příjmem daně z příjmu právnických osob bude obtížné odhadnout směr a sílu působení.

3.4.4 Průměrná mzda (AW)

Posledním ukazatelem založeným na trhu práce je roční výše průměrné mzdy. Tento ukazatel společně s počtem zaměstnaných by měl lépe postihovat základ daně z příjmů fyzických osob. I zde je možné očekávat, že s růstem průměrné mzdy by měl růst výběr osobní důchodové daně, případně všeobecné spotřební daně. Předpoklad pozitivního vlivu průměrné mzdy a daňového příjmu dokazuje Mihóková et al. (2015). Na druhou stranu je třeba tento ukazatel brát s rezervou, protože průměrná mzda může být pro většinu poplatníků nedosažitelná. Tento jev je způsoben využitím prostého průměru pro výpočet, kdy nejbohatší poplatníci zvyšují průměrnou mzdu. Proto je třeba brát tento ukazatel s jistou rezervou, ale v určitých případech může sloužit jako proměnná pro určité modely, u kterých by ostatní složky trhu práce mohly vyjít jako statisticky nevýznamné.

Výši průměrné mzdy ukazuje následující graf:

Graf 25: Výše průměrné roční mzdy v USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Pozn.: Vedlejší svislá osa (vpravo) je pro Německo.

V případě České republiky je vývoj od roku 1995 do roku 2001 stabilní. V letech 2002 až 2008 roste průměrná mzda v České republice výrazně. Po krizi v roce 2008 následuje období fluktuací okolo hodnoty 16 000 USD, kdy v roce 2015 dosahuje průměrná mzda svého globálního maxima.

Německá průměrná mzda vykazuje v počátcích sledovaného období pokles do roku 2002, kdy dosahuje svého minima 27 600 USD. Po tomto nepříznivém období následuje období výrazného růstu do roku 2008. Taktéž německá průměrná mzda dosahuje svého globálního maxima 41 826 USD v roce 2015, ale na rozdíl od českého vývoje vykazuje mnohem menší fluktuaci a pozitivní trend na konci sledovaného období.

Polskou průměrnou mzdu charakterizuje růstové období od počátku sledovaného období do roku 2008. V tomto období je obzvláště výrazný nárůst mezi roky 2004 a 2008, kdy v roce 2008 dosahuje polská průměrná mzda svého lokálního maxima 10 736 USD. Po roce 2008 následuje poměrně znatelný pokles následovaný oscilacemi okolo hodnoty 11 000 USD.

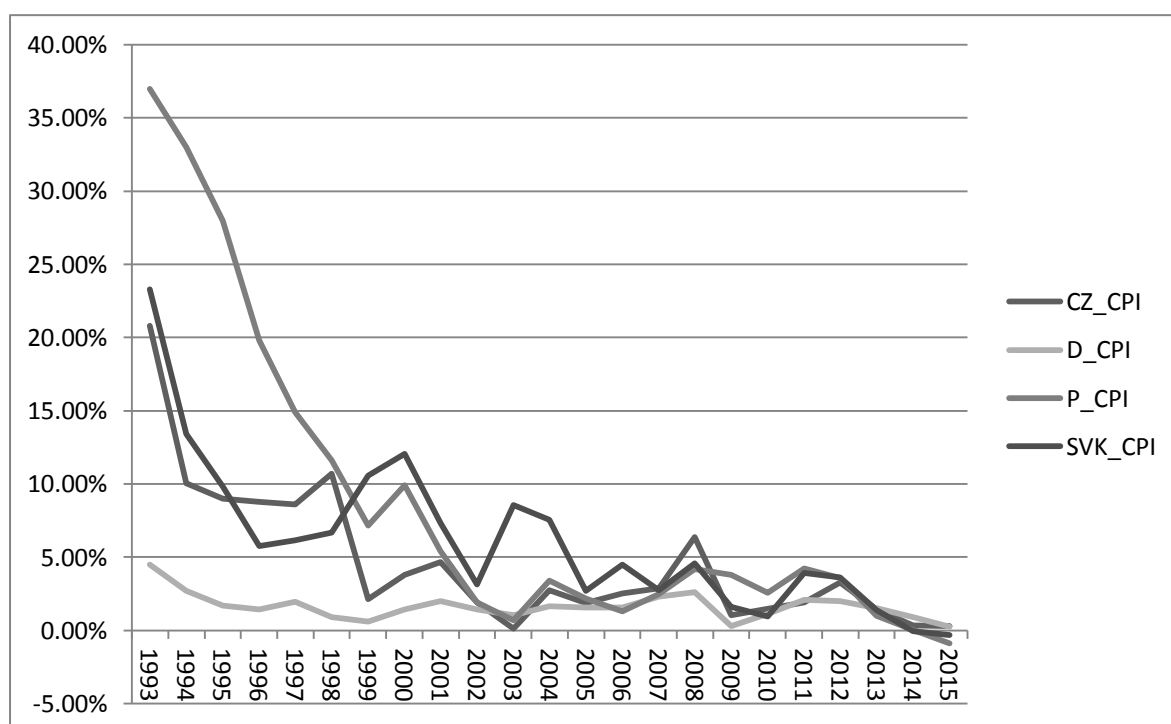
Slovensko vykazuje podobný vývoj jako Polsko do roku 2008. Tento vývoj lze charakterizovat obdobím stagnace do roku 2001 následovaným výrazným růstem do roku 2008. I od roku 2008, je ale trend růstu slovenské průměrné mzdy pozitivní a dosahuje svého maxima 13 583 USD v roce 2015.

3.5 Inlace

V případě inflace se jedná o spíše pomocnou vysvětlující proměnnou, která by měla být schopna korigovat výsledky na reálné hodnoty, případně pomáhat odstranit vliv ekonomického cyklu, protože indikátor obdobně využívá Kubátová a Říhová (2009) a Urrutia et al. (2015). Z poznatků z literatury lze očekávat pozitivní vztah mezi inflací a daňovými příjmy. Využití inflace je v této práci založeno taktéž na tom, že některé proměnné nejsou v reálném peněžním vyjádření.

Vývoj inflace popisuje graf:

Graf 26: Míra inflace v %



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Samotný vývoj sledované proměnné je poměrně variabilní pro všechny státy s výjimkou Německa, které drží hodnotu inflace v okolí hodnoty 2 %.

V případě Polska je vidět vysoká inflace v devadesátých letech. Od roku 2000 je vidět stabilizace vývoje inflace, kdy inflace dosahuje svého maxima v roce 2003. Od roku 2004 následuje drobná oscilace okolo hodnoty 3 %.

V případě České republiky je vývoj relativně variabilní, kdy lze stabilizaci zaznamenat od roku 2001. I zde je globálním minimem rok 2003 následovaný relativně konstantním vývojem

s výjimkou roku 2008, kdy výše inflace překročila 5% výši. Pokrizový vývoj v rámci sledovaných dat je již dále konstantní.

V případě Slovenska lze hovořit o státu, který má z hlediska tohoto ukazatele nejvyšší variabilitu. V průběhu sledovaného období dochází k několika výrazným změnám průběhu sledovaného ukazatele. První změnu můžeme pozorovat v období let 1998 až 2000, kdy inflace výrazně roste. Druhou výraznou změnou vývoje indikátoru je období od roku 2002 do roku 2003, kdy inflace taktéž výrazně roste oproti ostatním sledovaným státům. Od roku 2005 se vývoj tohoto ukazatele již přibližuje vývoji v ostatních státech.

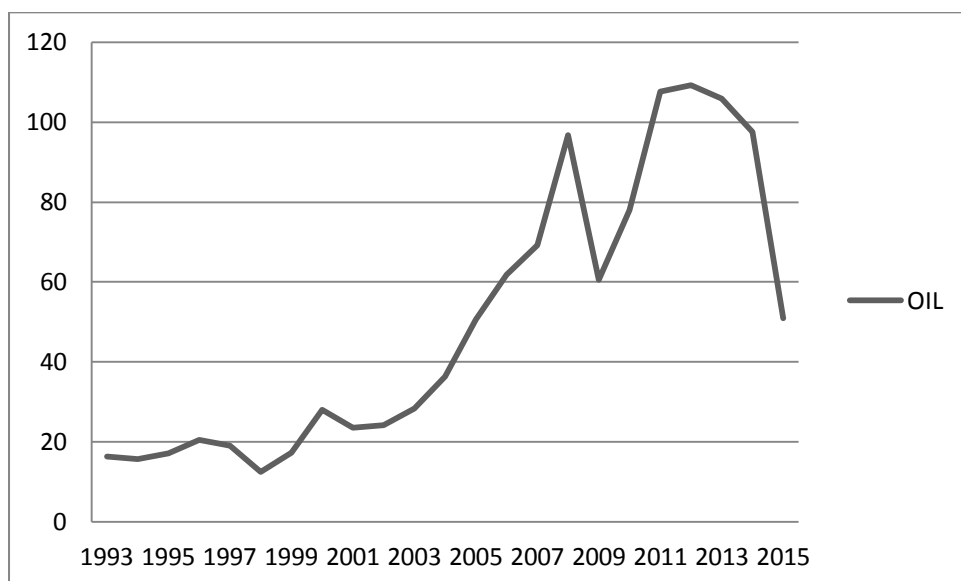
Na konci sledovaného období je vidět přítomnost stagflace, kdy inflace dosahuje záporných hodnot.

3.6 Cena ropy

Poslední zvolenou makroekonomickou vysvětlující proměnnou je cena ropy Brent. Tento ukazatel lze využít k postihování exogenních ekonomických šoků, protože ani jeden ze sledovaných států není vývozcem ropy. Tuto proměnnou využívá například Urrutia et al. (2015) a Kenny a Winer (2006), přičemž obě publikace ukazují pozitivní vztah mezi cenou ropy a daňovými příjmy. Možným transmisním mechanismem může být růst cenové hladiny, při růstu cen ropy.

Vývoj ceny ropy dokumentuje následující graf.

Graf 27: Cena ropy brent barel/USD



Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Od roku 2002 je vidět, že cena ropy poměrně výrazně rostla až do období ekonomické krize. Od roku 2010 následuje opět velmi výrazný růst, který dosahuje svého maxima v roce 2012 při ceně 110 USD za barel. Od roku 2014 je vidět pokles ceny ropy.

3.7 Shrnutí

Následující tabulka shrnuje získané poznatky a předpoklady vztahu vybraných makroindikátorů na daňové příjmy společně s pramenem informací:

Tabulka 18: Shrnutí literatury a směru působení jednotlivých ukazatelů

Ukazatel	Význam	Očekávaný směr působení	Důvod	Zdroj
GDP	nominální hrubý domácí produkt	u všech sledovaných daňových příjmů lze předpokládat pozitivní směr	Většina sledovaných daňových příjmů je cyklická/ důchodový efekt	Jenkins et al. (2000), Klazar (2003), Clausing (2007), Podhradská (2008), Velaj a Prendi (2014), Barro a Redlick (2009)
PFC	konečná osobní spotřeba	u všech sledovaných příjmů pozitivní vztah, zejména u VAT	hlavní determinanta HDP, pozitivní vztah důchodu a spotřeby	Bezděk a Stiller (2000)
GFC	konečná státní spotřeba	u všech sledovaných příjmů pozitivní vztah, zejména u VAT	náhrada za PFC, determinant HDP	Bezděk a Stiller (2000)
EXP	objem exportu	možný pozitivní vztah k VAT a k TOTAL	náhrada za IMP	Gupta (2007), Karagöz (2013), Legeida a Sologoub (2003)
IMP	objem importu	pozitivní vztah k VAT a k TOTAL	import není osvobozen z titulu VAT/determinant HDP	Gupta (2007), Karagöz (2013), Legeida a Sologoub (2003), Velaj a Prendi (2014)

Ukazatel	Význam	Očekávaný směr působení	Důvod	Zdroj
TE	celková zaměstnanost	pozitivní vztah k PIT, pravděpodobně pozitivní k VAT, spíše pozitivní u CIT	důchodový efekt	Urrutia et al. (2015), Mihóková et al. (2015).
ROSE	podíl OSVČ	negativní vůči PIT	daňové úniky	autor
UR	míra nezaměstnanosti	negativní vůči PIT, negativní vůči VAT, spíše negativní u CIT	důchodový efekt/ opak TE	Kubátová a Říhová (2009)
AW	průměrná mzda	pozitivní vztah u všech	důchodový efekt	Mihóková et al. (2015)
CPI	míra inflace	pozitivní vztah u všech	zvýšení cen a absolutní částky daně	Kubátová a Říhová (2009)
OIL	cena ropy	pozitivní vztah u všech	zvýšení cen a absolutní částky daně	Urrutia et al. (2015), Kenny a Winer (2006)

Zdroj: autor

4 Modely nestacionárních časových řad

K úvodu této části je třeba zmínit, že zvolená metodika vychází z lineárních modelů nestacionárních časových řad. Jako hlavní zdroj literatury bylo pro tuto kapitolu čerpáno z Arlt a Arltové (2009). Napřed je třeba definovat některé použité výrazy.

Časovou řadu lze chápat dle Arlta a Arltové (2009) jako realizaci stochastického procesu. „*Stochastický proces je v čase uspořádaná řada náhodných veličiny $\{X(s, t), s \in \mathbf{S}, t \in \mathbf{T}\}$, kde $\mathbf{S}$ je výběrový prostor a $\mathbf{T}$ je indexní řada. Pro každé $s \in \mathbf{S}$ je $X(s, \cdot)$ realizace stochastického procesu definovaná na indexní řadě $\mathbf{T}$. Indexní řada je řadou uspořádaných celých čísel $T = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$. Samotný stochastický proces lze značit jako $X_t, t = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$, kde každé číslo odpovídá hodnotě časové řady.*“ (Arlt a Arltová, 2009).

Další důležitou definicí je stacionarita a nestacionarita časové řady. Jako stacionární stochastický proces lze dle Arlt a Arltové (2009) označit proces, pro který platí pro všechna t , že $a_t = a$, $\sigma_t^2 = \sigma^2$ a korelační funkce závisí pouze na časové vzdálenosti náhodných veličin. Pokud řada nesplňuje tyto podmínky je možné ji stacionarizovat diferencováním.

Obecně zvolená metodika zasahuje do oblasti vícerozměrných časových řad, pomocí Engle-Grangerovy věty je možné využít i jednorovnicových modelů.

Stěžejním přístupem je využití kointegrace časových řad. Samotná myšlenka kointegrace umožňuje promítnout do modelu krátkodobé i dlouhodobé vztahy. Krátkodobé vztahy mezi časovými řadami existují pouze po velmi krátkou dobu a časem vymizí. Oproti tomu dlouhodobé vztahy jsou založeny na rovnovážném stavu sledovaných časových řad. Samotný sledovaný systém nemusí být v rovnovážném stavu, ale může k němu neustále konvergovat.

„*Při konstrukci modelů ekonomických časových řad je logické vycházet z předpokladu, že vývoj jednotlivých řad spjatých teoreticky zdůvodněným ekonomickým vztahem se v dlouhodobém časovém horizontu nerozchází. Pokud odklon směrů vývoje časových řad je pouze krátkodobý, časem se vytrácí a existuje mez, za kterou nemůže jít, potom lze říci, že časové řady jsou v rovnováze. Statistické vyjádření tohoto stavu se označuje jako kointegrace časových řad. Jestliže zde tato mez není, potom nelze říci, že jsou v rovnováze, ze statistického hlediska takové časové řady kointegrované nejsou.*“ (Arlt a Arltová, 2009)

Pro samotnou problematiku je třeba využít několika pravidel pro vztah stacionárních ($I(0)$) a nestacionárních časových řad ($I(1)$). Pravidla jsou dle Arlta a Arltové (2009) následující:

1. *jestliže $\{X_t\} \sim I(0)$, potom $\{a + bX_t\} \sim I(0)$,*
2. *jestliže $\{X_t\} \sim I(1)$, potom $\{a + bX_t\} \sim I(1)$,*
3. *jestliže $\{X_t\} \sim I(0)$ a $\{Y_t\} \sim I(0)$, potom $\{aX_t + bY_t\} \sim I(0)$,*
4. *jestliže $\{X_t\} \sim I(1)$ a $\{Y_t\} \sim I(0)$, potom $\{aX_t + bY_t\} \sim I(1)$,*
5. *v zásadě platí, že pokud $\{X_t\} \sim I(1)$ a $\{Y_t\} \sim I(1)$, potom $\{aX_t + bY_t\} \sim I(1)$,*

Zvláště poslední případ je hlavním metodickým východiskem této práce, protože v některých případech je lineární kombinace těchto procesů stacionární tj. $\{aX_t + bY_t\} \sim I(0)$, což je specifický případ Engle-Grangerovy věty.

Vztah sledovaných časových řad může být dle Arlt a Arltové (2009) následující:

1. *“Nejsou-li integrované řady kointegrované, neexistuje mezi nimi dlouhodobý vztah a jejich regrese indikují vztah zdánlivý. Tento problém lze odstranit individuálním diferencováním analyzovaných časových řad. Jejich regrese pak charakterizuje pouze krátkodobý vztah.”*
2. *“Jsou-li integrované časové řady kointegrované, existuje mezi nimi jeden nebo více dlouhodobých vztahů, které se označují jako kointegrační vztahy. V případě splnění podmínek směru působení lze konstruovat model statické regrese a posoudit kointegraci pomocí testů jednotkových kořenů aplikovaných na rezidua této regrese.”*

Zásadní pro další část je možnost posuzovat kointegraci pomocí statické regresní analýzy, proto není nutné vycházet z vícerozměrných modelů.

Podle Arlta a Arltové (2009) lze jako velkou výhodu kointegrační analýzy časových řad chápat následující:

1. *„Střední hodnotu stacionární lineární kombinace integrovaných časových řad, je možné chápat jako rovnováhu, která spojuje uvažované časové řady.“*
2. *„Analýza vztahů mezi časovými integrovanými časovými řadami má smysl pouze tehdy, jsou-li tyto časové řady kointegrované, tj. jsou spjaté společným stochastickým trendem, Není-li tomu tak, každá časová řada má jiný směr vývoje. Při analýze vztahů mezi takovými časovými řadami pomocí jejich regrese vzniká stav, který se označuje jako zdánlivá regrese. Test kointegrace časových řad je tedy současně metodou pro odlišení pravé regrese od regrese zdánlivé.“*
3. *„Skupinu kointegrovaných časových řad lze popsat modelem korekce chyby, jehož prostřednictvím je možné odlišit dlouhodobé a krátkodobé vztahy mezi časovými řadami. Tento model obsahuje parametry charakterizující míru vychýlení systému od dlouhodobě*

se prosazujícího rovnovážného stavu. Umožňuje spojit přístup statistický, spočívající ve zkoumání vlastností diferencovaných časových řad (stacionarizovaných časových řad) a přístup ekonometrických, který klade důraz na rovnováhu časových řad, a proto se zajímá o nestacionární časové řady.“

4.1 Engle-Grangerova věta a modely ADL -ECM

Tento postup vychází z principu zmíněného výše, že nestacionární časové řady mohou být kointegrovány pokud rezidua jejich statické regrese jsou stacionární a časové řady mají stejný řád integrace². Za předpokladu, že Y_t a X_t jsou $I(1)$ lze dokázat kointegraci těchto řad, pokud platí: $Z_t = \alpha X_t + \beta Y_t \sim I(0)$. Engle-Grangerův postup vychází z vytvoření statické regrese:

$$Y_t = c + \beta_0 X_t + a_t \quad (1)$$

Odhadnutá rezidua lze vyjádřit jako:

$$\hat{a}_t = Y_t - \hat{c} + \hat{\beta}_0 X_t \quad (2)$$

A pokud je $\hat{a}_t \sim I(0)$, tak jsou Y_t a X_t kointegrované. Tento postup, ale předpokládá, že nesystematická složka a_t má charakter bílého šumu.

Reálně dle (Arlt a Arltová, 2009) pro odhadnutá rezidua může nastat jedna ze tří variant:

1. $\hat{a}_t$ je bílý šum, tj. $I(0)$
2. $\hat{a}_t$ je $I(0)$, ale je autokorelované, případně vykazuje podmíněnou heteroskedasticitu
3. $\hat{a}_t$ je $I(1)$

V prvním případě platí, že samotné odhady statické regrese lze interpretovat jako dlouhodobý vztah sledovaných časových řad.

V druhém případě je možné odstranit problém autokorelace a podmíněné heteroskedasticity pomocí dynamizování modelu – model ADL (p, q), který má následující obecný tvar:

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j X_{t-j} + a_t \quad (3)$$

Pro další vysvětlení je vhodné model dynamizovat do podoby ADL (1,1):

² Zde se jedná o zjednodušení, protože je možné pracovat i s řadami s různým řádem integrace.

$$Y_t = c + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + a_t, \quad (4)$$

Kde a_t je nesystematická složka typu bílého šumu.

V případě, že a_t je $I(1)$ a mezi sledovanými řadami neexistuje dlouhodobý vztah a je nutné použít individuálního prvního diferencování pro získání krátkodobých vztahů³ a výsledný model je ve formě regresní rovnice stacionarizovaných časových řad:

$$\Delta Y_t = c + \beta_0 \Delta X_t + a_t \quad (5)$$

Z rovnice 4 nelze jednoznačně identifikovat krátkodobé a dlouhodobé vztahy, proto je vhodné model ADL přepsat do tvaru ADL-ECM (error correction model), který má konzistentní odhady regresních parametrů obdobně jako statická regrese, ale je možné identifikovat krátkodobé i dlouhodobé vztahy. Pro tvar ECM je důležitá podmínka, že a_t je $I(0)$, protože potom dle Boero (2018) platí, že pokud existuje kointegrační vztah mezi vybranými proměnnými, tak musí existovat vztah vyjádřený pomocí korekce chyby (error correction - EC). Přesněji pokud jsou řady Y_t a X_t $I(1)$ a vykazují dlouhodobý vztah, tak musí existovat nějaký proces, který vyrovnává odchylku od dlouhodobé rovnováhy. Vztah těchto řad lze tedy napsat pomocí EC transformace⁴. Redukovaný tvar EC v případě jednoho endogenního a jednoho slabě exogenního procesu a jednoho kointegračního vztahu má dle Arlt a Arltová (2009) podobu:

$$\Delta Y_t = \beta_0 \Delta X_t + \tilde{\gamma}_1 [Y_{t-1} - (-\beta_1/\alpha_1) X_{t-1}] + a_t \quad (6)$$

kde $[Y_{t-1} - (-\beta_1/\alpha_1) X_{t-1}]$ vyjadřuje dlouhodobý (kointegrační) vztah mezi řadami. Parametr $\beta^* = (-\frac{\beta_1}{\alpha_1})$ je dlouhodobý multiplikátor. Parametr $\tilde{\gamma}_1$ určuje sílu, s jakou se prosazuje dlouhodobý vztah, tento parametr bývá nazýván odhadem zatížení (Arlt a Arltová, 2009).

Z rovnice 5 a 6 je patrné, že parametr β_0 popisuje obdobný krátkodobý vztah, a tudíž je možné tyto parametry porovnávat.

³ První diference by měla být dostatečná vzhledem k tomu, že je předpoklad že Y_t a X_t jsou $I(1)$.

⁴ V případě kointegrace přidání či odebrání konstanty (c) není podstatné dle Boero (2018)

4.2 Použité statistické testy

Následující část je věnována statistickým testům využívaným při konstrukci modelů v následující kapitole. Vzhledem ke zvolené metodice je nutné otestovat stacionaritu časových řad, multikolinearitu vysvětlujících proměnných a dále otestovat nesystematickou složku modelů.

4.2.1 ADF

Pro test stacionarity je velmi často využíván rozšířený Dickey-Fullerův test (ADF test). Samotný test má základní parametrické nastavení: klasický, s konstantou a s konstantou a trendem:

$$X_t = \phi_{1a}X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} (\gamma_i \Delta X_{t-i}) + a_t \quad (7)$$

$$X_t = \phi_{0b} + \phi_{1b}X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} (\gamma_i \Delta X_{t-i}) + a_t \quad (8)$$

$$X_t = \phi_{0c} + \beta_c t + \phi_{1c}X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} (\gamma_i \Delta X_{t-i}) + a_t \quad (9)$$

Kde t je časový index, ϕ_0 je konstanta a a_t je nesystematické složka modelu.

Testované hypotézy jsou následující

$H_0: \phi_{1i} = 1$, pro $i = a, b, c$ oproti $H_1: \text{non } H_0$.

Vzhledem k tomu, že vstupní data do této práce jsou na roční bázi, není třeba řešit problematiku sezónnosti. Obecně lze předpokládat, že bude stačit první diference, protože většina ekonomických časových řad je řádu $I(1)$.

Druhou možnou metodou k testování stacionarity je využití autokorelační (ACF) a parciální autokorelační funkce (PACF). Grafická analýza těchto funkcí může v určitém případě potvrdit stacionaritu časové řady. Aby bylo možno tvrdit, že proměnná je stacionární, tak by hodnoty obou dvou funkcí neměly být v prvním zpoždění blízké jedné (Arlt a Arltová, 2009).

4.2.2 Gauss-Markovy předpoklady

Pro ekonometrické modelování jsou zcela zásadní Gauss-Markovy předpoklady (dále GM), které definují podmínku získání nejlepších možných nezkreslených odhadů (BLUE) pomocí metody OLS (odhady pomocí metody nejmenších čtverců). Jejich porušení může vést k poměrně znatelnému zkreslení či úplnému znehodnocení odhadnutého modelu.

1. Linearita modelu – GM předpoklady jsou konstruovány na lineární modely; nelinearity parametrů zkresluje získané výsledky
2. $E(a_t) = 0$; střední hodnota nesystematické složky je rovna 0; v případě porušení je model zkreslen
3. $\text{Var}(a_t) = \sigma_a^2$;
4. $\text{Cov}(a_t, a_{t-k}) = 0$; pro všechna $k \neq 0$
5. Nesystematická složka má normální rozdělení
6. Matice X má plnou hodnotu – neexistují lineární kombinace vektorů vysvětlujících proměnných. Porušení tohoto předpokladu vede k multikolinearitě.

Pro zhodnocení modelu jako celku je třeba vyhodnotit, zda nebyly tyto podmínky porušeny, aby získané odhady mohly být považovány za validní. Hodnocení modelu se provádí na bázi statistických testů. Testy jsou vyhodnocovány na vybrané hladiny významnosti, kdy jsou brány výsledky na 5% a 1% hladině významnosti⁵. V případě modelů je uváděna hodnota testované statistiky, společně i s hvězdičkovou konvencí (výstup z programu PcGive), která je * pro 5% a ** pro 1% hladinu významnosti.

4.2.3 Multikolinearita

Specifickým příkladem při klasické vícenásobné regresní analýze je možnost zkreslení výsledku t-testu a směrodatných odchylek díky přítomnosti multikolinearity. Multikolinearita vzniká tehdy, když jsou vysvětlující proměnné mezi sebou silně korelované. Přítomnost multikolinearity způsobuje zkreslení odhadu regresních parametrů a způsobuje velké hodnoty směrodatných odchylek. Jako indikátor multikolinearity lze využít korelační matice regresorů, kdy v případě silné korelace je vhodné jednu ze dvou korelovaných proměnných vynechat.

⁵ Obecně lze použít velmi volnou hladinu významnosti 10 %.

4.2.3.1 AR test

Asi nejrozšířenějším testem pro testování autokorelace náhodné složky je Breusch-Godfrey test (ve výstupu PcGivu označován jako AR test). Tento test spočívá ve zjišťování autokorelace nesystematické složky až do i -tého řádu. V případě lineární regrese:

$$Y_t = c + \beta_0 X_{t1} + \beta_1 X_{t2} + \dots + \beta_i X_{ti} + a_t \quad (10)$$

Test vychází z předpokladu, že nesystematická složka modelu může vycházet z $AR(p)$, a má tvar:

$$a_t = \rho_0 a_{t-1} + \rho_1 a_{t-2} + \dots + \rho_p a_{t-p} + e_t \quad (11)$$

Testuje se hypotéza $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$ oproti $H_1: nonH_0$.

Pro určení testovací statistiky je třeba vytvořit následující pomocnou regresní rovnici:

$$\hat{a}_t = c + \alpha_0 X_{t1} + \alpha_2 X_{t2} + \dots + \alpha_i X_{ti} + \rho_0 \hat{a}_{t-1} + \rho_1 \hat{a}_{t-2} + \dots + \rho_p \hat{a}_{t-p} + e_t \quad (12)$$

Z rovnice 12 je možné pomocí asymptotické aproximace využít χ^2 statistiky při využití standardního indexu determinace R^2 tohoto modelu, kdy $nR^2 \sim \chi_p^2$, kde $n = T - p$, přičemž T je počet pozorování a p je řád procesu AR.

4.2.3.2 Portmanteau

Druhým často využívaným testem pro zjištění autokorelace je Portmanteau statistika (někdy též nazývána testem dobré shody). $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$ oproti $H_1: nonH_0$. Samotná statistika vypadá takto:

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}_k^2}{T-k}, \quad (13)$$

kde T je počet pozorování, $\hat{\rho}_k$ je autokorelační funkce nesystematické složky ve zpoždění k a K je počet zpoždění. Samotná statistika má kritický obor:

$$Q > \chi_{1-\alpha, K}^2, \quad (14)$$

kde $1-\alpha$ je příslušný kvantil rozdělení, α je hladina významnosti a K je počet stupňů volnosti.

4.2.3.3 ARCH test

Podmíněnou heteroskedasticitu nesystematické složky lze testovat pomocí ARCH(q) (Autoregressive conditional heteroskedasticity). Test spočívá ve vytvoření regrese kvadrátů reziduí, kdy jako vysvětlující jsou využity hodnoty této proměnné zpožděné v čase. Tato rovnice má následující tvar:

$$\hat{a}_t^2 = c + \beta_1 \hat{a}_{t-1}^2 + \beta_2 \hat{a}_{t-2}^2 + \dots + \beta_q \hat{a}_{t-q}^2 + e_t \quad (15)$$

Při asymptotické aproximaci $TR^2 \sim \chi_q^2$, kde T je počet pozorování, R^2 je index determinace a q je řád procesu AR lze testovat hypotézu o homoskedasticitě reziduí $H_0: \sigma_0 = \sigma_1 = \dots = \sigma_q = 0$ oproti alternativní hypotéze $H_1: nonH_0$.

4.2.3.4 Normality test

Pro testování normality nesystematické složky je využit modifikovaný Jarque-Bera test (JB test). Původní JB test vychází na testování šikmosti a špičatosti. Základním principem testu je, že šikmost normálního rozdělení je rovna 0 a špičatost tohoto rozdělení je rovna 3. Odvozené testovací kritérium má dle Arlt a Arltová (2009) tvar:

$$JB = SK^2 + KU^2 \quad (16)$$

kde pro testování šikmosti platí

$$SK = \left(\frac{T}{6}\right)^{\frac{1}{2}} \cdot \frac{\hat{m}_3}{\hat{m}_2^{3/2}} \quad (17)$$

Pro testování špičatosti platí:

$$KU = \left(\frac{T}{24}\right)^{\frac{1}{2}} \cdot \left(\frac{\hat{m}_4}{\hat{m}_2^2} - 3\right), \quad (18)$$

kde

$$\hat{m}_j = \sum_{t=1}^T (\hat{a}_t - \bar{a})^j T \text{ a } \bar{a} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{a}_t}{T} \text{ pro } j = 2, 3, 4.$$

Nulová hypotéza předpokládá normální rozdělení nesystematické složky. V případě platnosti nulové hypotézy mají špičatost a šikmost normované normální rozdělení $N(0,1)$. Pro testování hypotézy má JB statistika $\chi^2(2)$ rozdělení (Arlt a Arltová, 2009). V případě programu PcGive

je tento test ještě upraven pro využití u nižšího počtu pozorování (podrobněji viz: Doornik a Hendry 2018).

4.2.4 Informační kritéria

V případě rozhodování mezi několika možnými modely je vhodné použít informační kritéria, která indikují, který z možných modelů je lepší. Akaikeho informační kritérium (AIC), které lze zapsat dle Arlt a Arltová (2009) jako:

$$AIC = \ln \hat{\sigma}^2 + \frac{2M}{T}, \quad (19)$$

kde M je počet parametrů modelů, T je počet pozorování a $\hat{\sigma}^2$ je reziduální rozptyl.

Toto kritérium složí k výběru nejlepšího modelu, kdy nelze vycházet z indexu anebo koeficientu determinace. Nejlepší model se vybírá podle nejnižší hodnoty toho kritéria. Je třeba podotknout, že modul PcGive je schopen porovnávat celkové modelování a srovnávat jednotlivé dílčí modely pomocí tohoto kritéria a automaticky vždy byl vybrán model s nejnižší hodnotou.

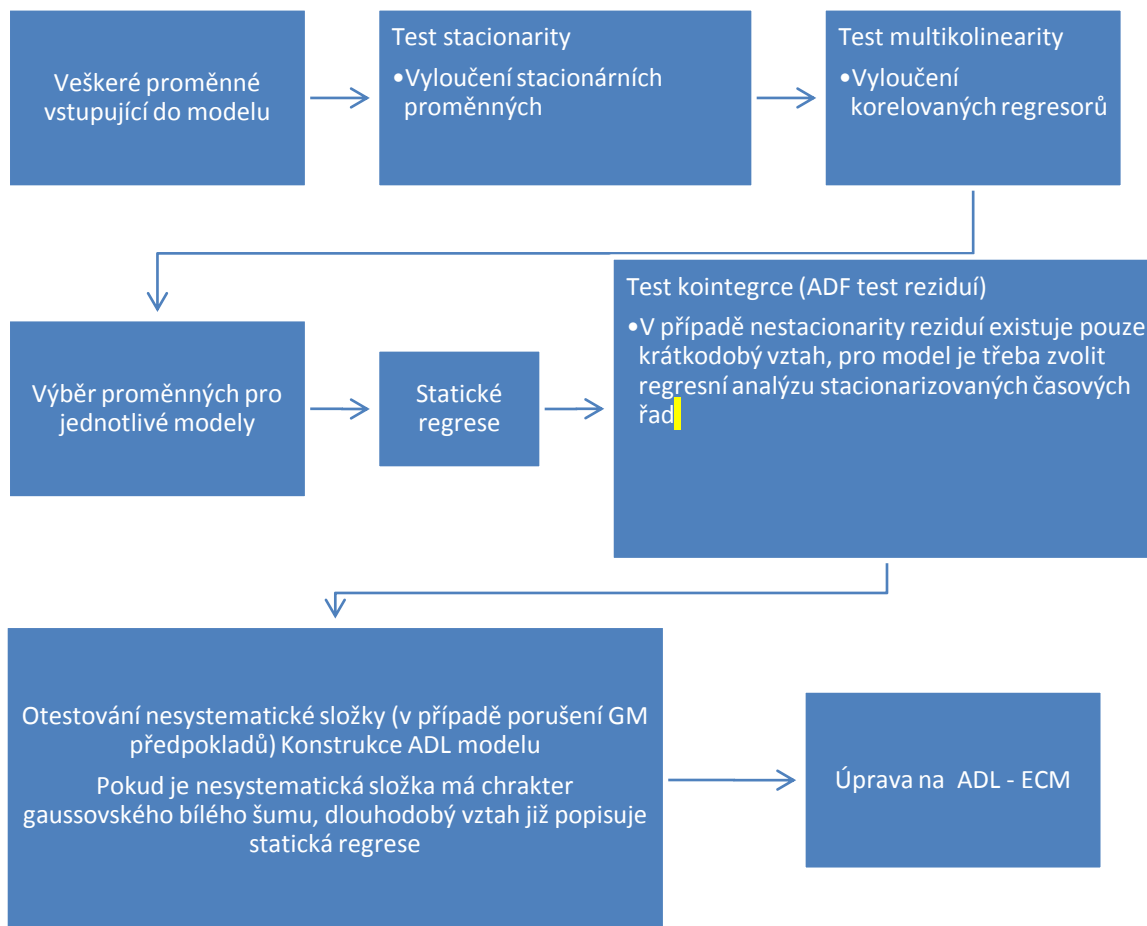
4.3 Popis postupu

Konstrukce modelů vychází jako první z otestování stacionarity časových řad pomocí testu jednotkového kořene (ADF test). Dále práce vychází z Engle-Grangerovy věty pro testování kointegrace pomocí statické regrese. Samotný postup je následující:

1. Otestování vybraných časových řad pomocí ADF testu z hlediska stacionarity.
2. Konstrukce statické regrese.
3. Otestování kointegračního vztahu pomocí stacionarity reziduí, který je přítomný, pokud rezidua statického modelu jsou stacionární).
4. Vyhodnocení modelu a případná transformace do dynamického modelu pro odstranění autokorelace a podmíněné heteroskedasticity a transformace do formy modelu ECM (pro určení dlouhodobých vztahů).
5. V případě, že vybrané řady nemají kointegrační vztah a ukazují tedy vztah zdánlivý, jsou dané řady stacionarizovány diferencí a jsou identifikovány krátkodobé vztahy pomocí regresní analýzy stacionarizovaných časových řad.
6. Vyhodnocení získaných modelů.

Stručné schéma postupu výpočtu je následující:

Schéma 1: Konstrukce modelů



Zdroj: autor

5 Konstrukce modelů

Následující část je věnována již konkrétním odhadům modelů daňových příjmů. Jako první je třeba vybrat správné proměnné vstupující do modelu, proto zde jsou napřed uvedeny testy stacionarity a multikolinearity jednotlivých proměnných. Následně jsou z vybraných proměnných zkonstruovány statické regrese pro testování kointegrace a případně jsou dané modely rozšířeny na tvar ADL-ECM. Je důležité zmínit, že Česká republika, zde plní roli báze pro ostatní země. Proto u České republiky byly testovány modely různých proměnných na rozdíl od ostatních sledovaných zemí, kde byly již proměnné určeny výběrem pro Českou republiku (pokud splnily podmínku stacionarity a multikolinearity).

5.1 Odhad modelů pro Českou republiku

Jako první je třeba otestovat stacionaritu vybraných časových řad. K testování této problematiky slouží ADF test, kdy jsou napřed testovány proměnné bez jakýchkoli úprav a následně je testována stacionarita proměnných po první diferenci. Výsledky shrnuje následující tabulka:

Tabulka 19: Stručné výsledky ADF testu pro Českou republiku (upravený výstup programu PcGive)

	CZ_TOTAL	CZ_PIT	CZ_CIT	CZ_VAT	CZ_GDP
t-adf (původní řady)	-1.181	-1.262	-1.318	-1.009	-1.179
t-adf (diferencované řady)	-3.079**	-3.031**	-3.010**	-3.240**	-2.925**
	CZ_PFC	CZ_GFC	CZ_EXP	CZ_IMP	CZ_TE
t-adf (původní řady)	-1.139	-1.161	-0.7891	-0.836	-0.348
t-adf (diferencované řady)	-2.925**	-2.790**	-3.055**	-3.345**	-2.172*
	CZ_ROSE	CZ_UR	CZ_CPI	CZ_AW	OIL
t-adf (původní řady)	-3.632*	-2.163	-3.066*	-1.645	-1.424
t-adf (diferencované řady)	-2.955**	-2.947**	-6.027**	-1.141	-3.306**

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Výsledky ukazují, že většina řad je v původním stavu nestacionárních, přesněji typu jedná se o řady řádu $I(1)$. V případě průměrné mzdy se ukazuje, že tato veličina není typu $I(1)$, a vzhledem k zvolenému řešení není možné s ní počítat dále, protože nesplňuje podmínku Engle-Grangerovy věty $\{X_t\} \sim I(1)$ a $\{Y_t\} \sim I(1)$, potom $\{aX_t + bY_t\} \sim I(0)$. Nelze mít vysvětlující a vysvětlované proměnné rozdílného typu.

V případě počtu OSVČ, jejich poměru a inflace se ukazuje, že tyto řady jsou stacionární již v původní formě (typ $I(0)$), a taktéž s nimi již nelze počítat. Ostatní proměnné jsou řádu $I(1)$ a je možné s nimi počítat.

Druhým důležitým testem před konstrukcí modelů je otestování multikolinearity regresorů. Výběr vhodných kombinací vysvětlujících proměnných dokumentuje Tabulka 20: Korelační matice proměnných pro Českou republiku, která je vlastně korelační maticí všech relevantních proměnných (hraniční hodnota je korelační koeficient 0,8).

Konstrukce vícenásobné regrese je poměrně obtížná, protože jediný nekorelovaný parametr, který je možno libovolně používat s ostatními regresory, je míra nezaměstnanosti. Ostatní nekorelované veličiny nesplňují podmínku, že se jedná o řady typu $I(1)$ – tyto řady jsou označeny žlutě.

Tabulka 20: Korelační matice proměnných pro Českou republiku

	CZ_TOTAL	CZ_PIT	CZ_CIT	CZ_VAT	CZ_GDP	CZ_PFC	CZ_GFC	CZ_EXP	CZ_IMP	CZ_TE	CZ_ROSE	CZ_UR	CZ_CPI	CZ_AW	OIL
CZ_TOTAL	1,000	0,994	0,969	0,990	0,999	0,990	0,978	0,979	0,983	0,620	0,585	-0,145	-0,523	0,944	0,941
CZ_PIT	0,994	1,000	0,982	0,975	0,989	0,982	0,974	0,966	0,970	0,586	0,609	-0,131	-0,538	0,954	0,925
CZ_CIT	0,969	0,982	1,000	0,933	0,962	0,957	0,951	0,927	0,934	0,578	0,576	-0,165	-0,513	0,929	0,879
CZ_VAT	0,990	0,975	0,933	1,000	0,991	0,974	0,957	0,992	0,992	0,637	0,569	-0,131	-0,539	0,938	0,946
CZ_GDP	0,999	0,989	0,962	0,991	1,000	0,991	0,977	0,979	0,982	0,625	0,582	-0,143	-0,522	0,941	0,939
CZ_PFC	0,990	0,982	0,957	0,974	0,991	1,000	0,995	0,952	0,957	0,640	0,535	-0,199	-0,457	0,904	0,930
CZ_GFC	0,978	0,974	0,951	0,957	0,977	0,995	1,000	0,928	0,935	0,624	0,537	-0,205	-0,456	0,891	0,909
CZ_EXP	0,979	0,966	0,927	0,992	0,979	0,952	0,928	1,000	0,9995	0,648	0,555	-0,142	-0,543	0,942	0,945
CZ_IMP	0,983	0,970	0,934	0,992	0,982	0,957	0,935	0,9995	1,000	0,647	0,557	-0,149	-0,537	0,943	0,948
CZ_TE	0,620	0,586	0,578	0,637	0,625	0,640	0,624	0,648	0,647	1,000	-0,217	-0,796	0,071	0,449	0,540
CZ_ROSE	0,585	0,609	0,576	0,569	0,582	0,535	0,537	0,555	0,557	-0,217	1,000	0,612	-0,815	0,740	0,556
CZ_UR	-0,145	-0,131	-0,165	-0,131	-0,143	-0,199	-0,205	-0,142	-0,149	-0,796	0,612	1,000	-0,512	0,054	-0,082
CZ_CPI	-0,523	-0,538	-0,513	-0,539	-0,522	-0,457	-0,456	-0,543	-0,537	0,071	-0,815	-0,512	1,000	-0,716	-0,451
CZ_AW	0,944	0,954	0,929	0,938	0,941	0,904	0,891	0,942	0,943	0,449	0,740	0,054	-0,716	1,000	0,859
OIL	0,941	0,925	0,879	0,946	0,939	0,930	0,909	0,945	0,948	0,540	0,556	-0,082	-0,451	0,859	1,000

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Pozn.: Žlutě jsou označeny proměnné, které nejsou integračního řádu I(1) a nelze je dále použít, červeně proměnné, které mezi sebou vykazují multikolinearitu, zeleně jsou vyznačeny proměnné, které lze použít v kombinaci s jinými proměnnými.

Tabulka 21: Přehled zkratk

TOTAL	celkový daňový příjem	PFC	konečná osobní spotřeba	ROSE	podíl osob samostatně výdělečně činných
PIT	osobní důchodová daň	GFC	konečná vládní spotřeba	UR	míra nezaměstnanosti
CIT	korporátní daň	EXP	objem exportu	CPI	inflace
VAT	daň z přidané hodnoty	IMP	objem importu	AW	průměrná mzda
GDP	hrubý domácí produkt	TE	celková zaměstnanost	OIL	cena ropy

Zdroj: autor

Z testů stacionarity a multikolinearity vyplývá několik rozporů s použitou literaturou. Časová řada průměrné mzdy vychází vyššího řádu než $I(1)$, oproti tomu Mihóková et al. (2015) tvrdí, že měsíční časové řady průměrné mzdy po očištění jsou stacionární. Vysvětlením pro tento rozpor může být využití jiných zdrojů dat, kdy Mihóková et al. (2015) používají data z Eurostatu, zatímco tato práce je založena na datech z OECD.

Druhým možným vysvětlením je, že Mihóková et al. (2015) používá měsíční data, která sezónně očišťuje. Za určitých okolností sezónní očištění dokáže časovou řadu stacionarizovat. Případně je možné, že časové řady se liší díky použitým měnám, kdy Mihóková et al. (2015) využívají průměrnou mzdu denominovanou v eurech, zatímco v této práci je využito amerického dolaru. Možný rozpor stacionarity může být způsoben kurzovým vztahem mezi dolarem a eurem.

Obdobný problém je i v případě celkové zaměstnanosti, kdy Mihóková et al. (2015) tvrdí, že celková zaměstnanost je v jejich příspěvku stacionární, zatímco předchozí test stacionarity tvrdí opak. Podobně jako v předchozím případě je zde rozdíl v původních datech, přičemž Mihóková et al. (2015) využívá dat získaných z *EU Labour Force Survey*, zatímco tato práce vychází z databáze OECD. Příčinu, lze opět hledat pravděpodobně v sezónním očištění dat, protože tentokrát jsou jednotky stejné. V případě Urrutia et al. (2015), kteří taktéž využívají celkovou zaměstnanost, není z příspěvku zřejmé, jakým způsobem byla testována stacionarita dat.

Posouzení míry inflace jako stacionární řady je v souladu s Kubátová a Říhová (2009), protože autorky využívaly panelové regrese stacionárních časových řad, a zde byla míra inflace využita. Inflaci taktéž využívají Velaj a Prendi (2014) ve svých stacionárních modelech.

Z hlediska multikolinearity jsou výsledky v souladu s literaturou, kdy Velaj a Prendi (2014) využívají hrubého domácího produktu, míry nezaměstnanosti a inflace v rámci jednoho modelu.

Po splnění všech předchozích kroků je možné začít konstruovat modely pro Českou republiku.

5.1.1 Model celkových daňových příjmů České republiky (CZ_TOTAL)

V případě České republiky byla možnost otestovat kombinaci libovolných makro-indikátorů, protože se jedná o model, který určí proměnné pro další státy. Výhodou tohoto postupu je, že zaručuje možnou komparaci odhadnutých koeficientů, protože nehrozí, že by pro každý stát

vyšel úplně jiný model. Nevýhodou tohoto přístupu, ale je, že v případě ostatních států nejsou vybrány nejlepší možné modely. Pro model celkových daňových příjmů se na první pohled jeví jako nejlepší kombinace vysvětlujících proměnných hrubého domácího produktu a míry nezaměstnanosti (obdobný model využívá Velaj a Prendi (2014)), ale z ekonomické teorie je známo empirické dokázání Okunova zákona ve vztahu k metodice odhadování (Ball et al., 2015). Samotný Okunův zákon prokazuje negativní vztah míry nezaměstnanosti na hrubý domácí produkt, ale tento „zákon“ vychází spíše z empirického pozorování. Vzhledem k rozporu v literatuře je vhodnější použít pouze GDP, protože může existovat vztah mezi hrubým domácím produktem a mírou nezaměstnanosti.

Z literatury lze předpokládat pozitivní směr působení GDP na celkové daňové příjmy. Obrácený vztah je mnohem nejistější, protože je třeba si uvědomit, že celkový daňový příjem je tvořen všemi daněmi a některé daně mají například „nápravnou“ funkci (daň z alkoholu apod.). Zde nastavení daní neovlivňuje komplexní vývoj hrubého domácího produktu, protože spotřeba alkoholu je velmi málo elastická. Využití hrubého domácího produktu pro vysvětlení daňových příjmů potvrzuje např. Jenkins et al. (2000) a Klazar (2003).

Model statické regrese dokumentuje tabulka:

Tabulka 22: Model CZ_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
CZ_GDP	0.3350	0.0015	225.0000	0.0000	0.9996
sigma	1.0451				
log-likelihood	-30.2114				
RSS	21.8440				
AR	F(2,18)	4.3337	[0.0291]*		
ARCH	F(1,19)	1.0990	[0.3076]		
Normality	Chi^2(2)	1.6309	[0.4424]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	7.5808	[0.0555]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Model statické regrese slouží pro otestování kointegračního vztahu pomocí následujícího ADF testu reziduí:

Tabulka 23: ADF test reziduí modelu CZ_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-2.565*	0.5016	0.9083			-0.1437	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Rezidua jsou stacionární na 5% hladině významnosti, a tudíž lze na zvolené hladině významnosti předpokládat kointegrační vztah. Vzhledem k nejednoznačnosti testů, kdy Portmanteau test autokorelaci neindikuje, ale AR test ji indikuje, je vhodnější vyřešit problém autokorelace, protože Portmanteau test může být zkreslen relativně malým počtem pozorování. Možnou autokorelaci ve statické regresi je možné odstranit konstrukcí modelu ve tvaru ADL (0,1):

Tabulka 24: Model ADL pro CZ_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
CZ_GDP	0.3640	0.0115	31.7000	0.0000	0.9833
CZ_GDP_1	-0.0303	0.0119	-2.5500	0.0206	0.2770
sigma	0.9487				
log-likelihood	-24.9017				
RSS	15.2991				
AR	F(2,15)	2.3868	[0.1259]		
ARCH	F(1,17)	1.9773	[0.1777]		
Normality	Chi^2(2)	1.1631	[0.5590]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	5.2606	[0.1537]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Z výsledku dynamické regrese je vidět, že pochybnosti ohledně autokorelace jsou dynamizací odstraněny a odvozený model lze napsat jako:

$$CZ\hat{TOTAL}_t = 0,3640 CZGDP_t - 0,0303 CZGDP_{t-1} \quad (20)$$

Pomocí ECM transformace lze napsat jako:

$$\Delta CZ\hat{TOTAL}_t = 0,3640 \Delta CZGDP_t - (CZTOTAL_{t-1} - 0,3943 CZGDP_{t-1}), \quad (21)$$

kde odhad zatížení je -1 a dlouhodobý multiplikátor 0,3943.

5.1.2 Model daňových příjmů osobní důchodové daně v České republice (CZ_PIT)

Po otestování možných variant regresorů jako nejlepší kombinace vychází využití konečné osobní spotřeby a míry nezaměstnanosti. Osobní konečnou spotřebu využívá Bezděk a Stiller (2000) a míru nezaměstnanosti využívá Velaj a Prendi (2014).

U tohoto modelu, lze očekávat kladný vztah vysvětlované proměnné s konečnou spotřebou díky důchodovému efektu a negativní vztah s mírou nezaměstnanosti. Obrácený vztah je nepravděpodobný, protože v případě vysvětlované proměnné je zřejmé, že existuje spotřeba nutných statků, na kterou míra zdanění jednotlivce nebude mít vliv. Vzhledem k složkám nezaměstnanosti (sezónní, cyklická a frikční) je zřejmé, že daňový příjem nemůže vysvětlovat vývoj míry nezaměstnanosti. I konstrukční prvky daně nerozlišují nezaměstnaného občana a člověka, který platí nulovou daň.

Výsledný odvozený model statické regrese je následující:

Tabulka 25: Model CZ_PIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
CZ_PFC	0.0740	0.0010	57.8000	0.0000	0.9940
sigma	0.4523				
log-likelihood	-12.6226				
RSS	4.0911				
AR	F(2,18)	8.4436	[0.0026]**		
ARCH	F(1,19)	4.0002	[0.0600]		
Normality	Chi ² (2)	0.6731	[0.7142]		
Portmanteau(3)	Chi ² (3)	12.5580	[0.0057]**		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Ze statické regrese vyplývá statistická nevýznamnost míry nezaměstnanosti a konstanty. Výsledky indikují přítomnost autokorelace, tudíž bude nutné model dynamizovat pro její odstranění, pokud residuální ADF test zjistí přítomnost kointegračního vztahu. Výsledky residuálního testu stacionarity jsou následující:

Tabulka 26: ADF test reziduí modelu CZ_PIT (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-2.031*	0.71821	0.2693			-2.575	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Rezidua modelu jsou stacionární, a tudíž lze na 5% hladině významnosti usuzovat na přítomnost kointegračního vztahu. Vzhledem k tomu, že výsledky statické regrese indikovaly

autokorelaci reziduí, je třeba model dynamizovat pro její odstranění. Výsledný odvozený ADL (1,1) model má následující tvar:

Tabulka 27: Model ADL (1,1) pro CZ_PIT

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
CZ_PIT_1	0.8601	0.1637	5.2500	0.0001	0.6635
CZ_PFC	0.0857	0.0070	12.3000	0.0000	0.9156
CZ_PFC_1	-0.0742	0.0138	-5.3900	0.0001	0.6746
D2008	-1.0116	0.2965	-3.4100	0.0042	0.4540
sigma	0.2247				
log-likelihood	3.5923				
RSS	0.7071				
AR	F(2,12)	0.9996	[0.3967]		
ARCH	F(1,16)	1.5236	[0.2349]		
Normality	Chi^2(2)	2.3033	[0.3161]		
Portmanteau(3)	Chi^2(2)	2.1873	[0.3350]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Dynamický model obsahuje i statisticky významnou dummy proměnnou, která vyrovnává hodnoty roku 2008 (doba těsně před krizí spojená s konjunkturou). Z výsledků testů je vidět, že rezidua tohoto modelu tvoří gaussovský bílý šum. Samotný model lze napsat jako:

$$\begin{aligned} CZ\hat{PIT}_t = & 0,8601 CZPIT_{t-1} + 0,0857 CZPFC_t - 0,0742 CZPFC_{t-1} \\ & - 1,0116 D2008_t \end{aligned} \quad (22)$$

Samotný model lze převést do tvaru ECM, který má následující tvar:

$$\begin{aligned} \Delta CZ\hat{PIT}_t = & 0,0857 \Delta CZPFC_t - 1,0116 \Delta D2008_t - 0,1399 (CZPIT_{t-1} \\ & - 0,0828 CZPFC_{t-1}) \end{aligned} \quad (23)$$

Z modelu ECM je klíčový dlouhodobý multiplikátor mezi daňovými příjmy a osobní konečnou spotřebou, který má hodnotu 0,0828 a koeficient zatížení s hodnotou -0,1399.

5.1.3 Model příjmů korporátní daně v České republice (CZ_CIT)

Po otestování možných kombinací makroindikátorů a míry nezaměstnanosti vyšel jako nejlepší model s regresory konečnou osobní spotřebou a mírou nezaměstnanosti.

Z hlediska směru působení je patrné, že vztah mezi korporátní daní a nezaměstnaností je jednosměrný, protože míra nezaměstnanosti na jedné straně zvyšuje daňový příjem (náklady na zaměstnance jsou daňově uznatelným nákladem), ale na druhé straně velká míra

nezaměstnanosti má vliv na poptávku po zboží a službách, a tudíž snižuje daňový příjem. Výše korporátního zdanění díky technologickým metodám a globalizaci trhu práce neovlivňuje míru nezaměstnanosti. Vztah mezi spotřebou a korporátní daní je obdobná jako v případě osobní důchodové daně. Výsledný statický regresní model má následující tvar:

Tabulka 28: Model CZ_CIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
Constant	-1.3576	0.4779	-2.8400	0.0104	0.2981
CZ_PFC	0.0893	0.0062	14.4000	0.0000	0.9162
sigma	0.7344				
log-likelihood	-22.2648				
RSS	10.2482				
AR	F(2,17)	16.0880	[0.0001]**		
ARCH	F(1,19)	2.3319	[0.1432]		
Normality	Chi^2(2)	0.1333	[0.9355]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	13.3700	[0.0039]**		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Statická regrese opět vyhodnotila míru nezaměstnanosti jako statisticky nevýznamnou. Samotná statická regrese má autokorelovanou nesystematickou složku. Problém autokorelace je ale třeba řešit až po zjištění, zda mezi sledovanými proměnnými existuje dlouhodobý vztah. Problematiku kointegrace hodnotí následující reziduální ADF test:

Tabulka 29: ADF test reziduí modelu CZ_CIT(upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-1.655	0.73881	0.4972			-1.349	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Výsledky ADF testu indikují na 5% hladině významnosti, že mezi vybranými proměnnými není kointegrační vztah, protože rezidua modelu nejsou stacionární. Tento výsledek ukazuje, že zvolené proměnné vykazují pouze krátkodobý vztah, který lze popsat pomocí regresní analýzy stacionarizovaných proměnných (z výsledků analýzy stacionarity je zřejmé, že je postačující první diference). Odvozený regresní model v diferencích má následující tvar:

Tabulka 30: Regresní model diferencovaných proměnných pro CZ_CIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DCZ_PFC	0.0843	0.0136	6.1900	0.0000	0.6683
sigma	0.5299				
log-likelihood	-15.1653				
RSS	5.3355				
AR	F(2,17)	0.9446	[0.4083]		
ARCH	F(1,18)	0.1685	[0.6863]		
Normality	Chi ² (2)	8.6648	[0.0131]*		
Portmanteau(3)	Chi ² (3)	4.2663	[0.2341]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Diference sice vyřešila problém autokorelace, ale vyskytuje se zde problém s rozdělením reziduí. Rezidua jsou sice bílý šum, ale ne gaussovský bílý šum.

Problém normality není až tak neobvyklý, a v případě menšího počtu pozorování lze vyjít z obecně platného principu, že při dostatečně velkém počtu pozorování je normalita nesystematické složky zaručena (krátkodobé šoky se rozloží v čase). Bohužel na model byly použity nejdelší dostupné časové řady (od roku 1995 do roku 2015), které mají pouze 20 pozorování, tudíž je nutné se vypořádat s nenormalitou nesystematické složky.

Pro vylepšení modelu je možné odstranit nenormalitu pomocí dummy proměnných. Upravený model vypadá takto:

Tabulka 31: Upravený regresní model diferencovaných proměnných pro CZ_CIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DCZ_PFC	0.0707	0.0108	6.5700	0.0000	0.7054
D2009	-1.6637	0.4192	-3.9700	0.0009	0.4667
sigma	0.3976				
log-likelihood	-8.8784				
RSS	2.8454				
AR	F(2,16)	1.0654	[0.3678]		
ARCH	F(1,18)	1.8157	[0.1945]		
Normality	Chi^2(2)	1.9390	[0.3793]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	1.8201	[0.6106]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Přidání dummy proměnné pro rok 2009 vyřešilo problém normality reziduí a model lze napsat jako:

$$\Delta CZ\hat{C}IT_t = 0,0707 \Delta CZPFC_t - 1,6637 D2009_t \quad (24)$$

5.1.4 Model příjmů daně z přidané hodnoty v České republice (CZ_VAT)

Jako nejlepší vysvětlující proměnné vychází objem importu a míra nezaměstnanosti, obdobně jako v případě Velaj a Prendi (2014).

Z hlediska směru působení je zřejmé, že objem importu závisí více na struktuře ekonomiky než na výši daně z přidané hodnoty, která je nejvíce harmonizována v rámci EU. Objem importu závisí spíše na schopnosti ekonomiky uspokojit domácí poptávku, byť část z ní je tažená exportem. Vzhledem k tomu, že se všechny vybrané státy orientují na určité oblasti exportu, je zřejmé, že musí existovat určitá výše autonomního importu, který tyto ekonomiky musí získat, aby mohly exportovat zboží s využitím importovaných položek. Tento autonomní import je nezávislý na výši VAT a závisí pouze na struktuře zvolené ekonomiky. Míru nezaměstnanosti taktéž nelze vysvětlovat vztahem s VAT, protože část míry nezaměstnanosti je nezávislá na vývoji daňové sazby (typicky frikční, případně strukturální nezaměstnanost). Model statické regrese je následující:

Tabulka 32: Model CZ_VAT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
Constant	1.1577	0.2303	5.0300	0.0001	0.5462
CZ_IMP	0.0934	0.0024	38.7000	0.0000	0.9862
sigma	0.6087				
log-likelihood	-20.1698				
RSS	7.7797				
AR	F(2,19)	5.6207	[0.0121]*		
ARCH	F(1,21)	0.1537	[0.6990]		
Normality	Chi^2(2)	8.2143	[0.0165]*		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	9.2546	[0.0261]*		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Míra nezaměstnanosti nevyšla statisticky významná. Z výsledků vyplývá několik problémů nesystematické složky, kdy rezidua vykazují autokorelaci a nenormalitu, ale tyto problémy lze odstranit pomocí dynamizace modelu, pokud existuje mezi sledovanými proměnnými kointegrační vztah.

ADF test nesystematické složky má následující výsledky:

Tabulka 33: ADF test reziduí modelu CZ_VAT (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-adf	beta	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-3.094**	0.32004	0.5799			-1.045	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Výsledek testu ukazuje na 5% hladině významnosti na přítomnost dlouhodobého vztahu mezi proměnnými, tudíž lze přistoupit k tvorbě dynamického modelu, který by měl odstranit problémy nesystematické složky. Výsledky modelu ADL (1,0) jsou následující:

Tabulka 34: Model ADL pro CZ_VAT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
CZ_VAT_1	0.2710	0.0996	2.7200	0.0145	0.3035
Constant	1.0043	0.2440	4.1200	0.0007	0.4991
CZ_IMP	0.0670	0.0097	6.8700	0.0000	0.7352
D2008	1.4538	0.6522	2.2300	0.0396	0.2262
sigma	0.5500				
log-likelihood	-15.0231				
RSS	5.1418				
AR	F(2,15)	0.4684	[0.6349]		
ARCH	F(1,19)	0.0286	[0.8675]		
Normality	Chi^2(2)	0.5081	[0.7756]		
Portmanteau(3)	Chi^2(2)	1.6482	[0.4386]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Do modelu vstupuje dummy proměnná vyrovnávající rok 2008 (období před ekonomickou krizí a konec konjunktury). Dynamizace modelu vyřešila problémy nesystematické složky, a tudíž lze model napsat jako:

$$CZ\hat{V}AT_t = 1,0043 + 0,271 CZVAT_{t-1} + 0,067 CZIMP_t + 1,4538 D2008_t \quad (25)$$

Model lze přepsat do tvaru ECM v následující formě:

$$\begin{aligned} \Delta CZ\hat{V}AT_t = 1,0043 + 0,067 \Delta CZIMP_t + 1,4538 D2008_t \\ - 0,729 (CZVAT_{t-1} - 0,0919 CZIMP_{t-1}) \end{aligned} \quad (26)$$

Koeficient zatížení je relativně vysoký (-0,729) a dlouhodobý multiplikátor je 0,0919.

5.2 Odhad modelů daňových příjmů pro Německo

Následující část se zabývá konstrukcí modelů pro daňové příjmy Německa. Na rozdíl od předchozího modelování jsou již dopředu známé dvojice proměnných vstupujících do modelů, tudíž není třeba odvozovat více modelů a zároveň je z modelování českých daňových příjmů znám směr působení a závislost zvolených proměnných.

Výsledky ADF testů shrnuje následující tabulka:

Tabulka 35: Stručné výsledky ADF testu pro Německo

	D_TOTAL	D_PIT	D_CIT	D_VAT	D_GDP
t-adf (původní řady)	-0.6671	-0.6232	-1.497	-0.6791	-0.779
t-adf (diferencované řady)	-3.214**	-3.545**	-3.605**	-3.105**	-3.203**
	D_PFC	D_GFC	D_EXP	D_IMP	D_TE
t-adf (původní řady)	-1.116	-0.9782	-0.7621	-0.8467	1.386
t-adf (diferencované řady)	-2.923**	-2.913**	-3.501**	-3.801**	-1.874
	D_ROSE	D_UR	D_CPI	D_AW	OIL
t-adf (původní řady)	-1.263	0.06426	-3.188*	2.237	-1.392
t-adf (diferencované řady)	-1.555	-2.250*	-4.719**	-0.6547	-3.495**

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Výsledky opět dokazují, že většina řad je typu $I(1)$. V případě celkové zaměstnanosti, podílu OSVČ na celkové zaměstnanosti a průměrné mzdy je zřejmé, že dané řady nejsou typu $I(0)$ ani $I(1)$, a proto je třeba vyloučit jako regresory. Obdobným případem je inflace, která je pro změnu typu $I(0)$ a taktéž s ní nelze v budoucích postupech počítat.

Druhým testem je třeba potvrdit, že vybrané proměnné nevykazují multikolinearitu. Pro test multikolinearity je dostačující korelační matice, kdy je jako hladina vysoké hodnoty korelace mezi parametry brána hodnota 0,8. Dále jsou přeškrtnutím názvu v matici označené proměnné, které neprošly testem stacionarity.

Z výsledků Tabulka 36 je zřejmé, že výsledky jsou obdobné jako v případě České republiky, kdy lze použít pouze míru nezaměstnanosti jako druhou vysvětlující proměnou pro konstrukci modelů daňových příjmů.

Tyto kroky byly zásadní pro omezení proměnných vstupujících do modelu společně se splněním předpokladu jejich stacionarity po diferenci. Nyní lze přistoupit ke konstrukci jednotlivých modelů.

Tabulka 36: Korelační matice proměnných pro Německo

	D_TOTAL	D_PIT	D_CIT	D_VAT	D_GDP	D_PFC	D_GFC	D_EXP	D_IMP	D_TE	D_ROSE	D_UR	D_CPI	D_AW	OIL
D_TOTAL	1,000	0,979	0,894	0,995	0,995	0,936	0,968	0,967	0,970	0,860	0,452	-0,647	-0,198	0,751	0,928
D_PIT	0,979	1,000	0,840	0,976	0,963	0,898	0,935	0,926	0,931	0,897	0,295	-0,740	-0,143	0,724	0,892
D_CIT	0,894	0,840	1,000	0,874	0,901	0,849	0,846	0,907	0,906	0,712	0,574	-0,428	-0,118	0,656	0,859
D_VAT	0,995	0,976	0,874	1,000	0,988	0,929	0,966	0,960	0,965	0,864	0,447	-0,669	-0,193	0,736	0,929
D_GDP	0,995	0,963	0,901	0,988	1,000	0,956	0,977	0,966	0,968	0,817	0,512	-0,584	-0,180	0,728	0,927
D_PFC	0,936	0,898	0,849	0,929	0,956	1,000	0,989	0,859	0,864	0,645	0,534	-0,409	-0,084	0,515	0,843
D_GFC	0,968	0,935	0,846	0,966	0,977	0,989	1,000	0,895	0,901	0,729	0,489	-0,514	-0,148	0,594	0,876
D_EXP	0,967	0,926	0,907	0,960	0,966	0,859	0,895	1,000	0,998	0,864	0,558	-0,620	-0,214	0,841	0,951
D_IMP	0,970	0,931	0,906	0,965	0,968	0,864	0,901	0,998	1,000	0,869	0,546	-0,636	-0,206	0,830	0,962
D_TE	0,860	0,897	0,712	0,864	0,817	0,645	0,729	0,864	0,869	1,000	0,102	-0,912	-0,196	0,848	0,819
D_SE	0,846	0,749	0,849	0,845	0,865	0,784	0,799	0,925	0,920	0,660	0,814	-0,357	-0,292	0,762	0,879
D_ROSE	0,452	0,295	0,574	0,447	0,512	0,534	0,489	0,558	0,546	0,102	1,000	0,237	-0,247	0,364	0,524
D_CPI	-0,198	-0,143	-0,118	-0,193	-0,180	-0,084	-0,148	-0,214	-0,206	-0,196	-0,247	0,092	1,000	-0,506	-0,044
D_AW	0,751	0,724	0,656	0,736	0,728	0,515	0,594	0,841	0,830	0,848	0,364	-0,668	-0,506	1,000	0,722
OIL	0,928	0,892	0,859	0,929	0,927	0,843	0,876	0,951	0,962	0,819	0,524	-0,628	-0,044	0,722	1,000

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Pozn.: Žlutě jsou označeny proměnné, které nejsou integračního řádu I(1) a nelze je dále použít, červeně proměnné, které mezi sebou vykazují multikolinearitu, zeleně jsou vyznačeny proměnné, které lze použít v kombinaci s jinými proměnnými.

5.2.1 Model celkových daňových příjmů pro Německo (D_TOTAL)

Následující model již vychází z určených proměnných – tedy hrubého domácího produktu.

Výsledky statické regrese jsou následující:

Tabulka 37: Model D_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
D_GDP	0.3551	0.0018	193.0000	0.0000	0.9994
sigma	25.7808				
log-likelihood	-106.8660				
RSS	14622.2591				
AR	F(2,208)	17.7350	[0.0000]**		
ARCH	F(1,21)	20.3590	[0.0002]**		
Normality	Chi^2(2)	0.3789	[0.8274]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	18.4580	[0.0004]**		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Diagnostická kontrola indikuje přítomnost autokorelace a heteroskedasticity – obojí lze odstranit pomocí dynamizace modelu, pokud existuje mezi proměnnými kointegrační vztah. Pro testování dlouhodobého vztahu je využito reziduálního ADF testu, jehož výsledky jsou následující:

Tabulka 38: ADF test reziduí modelu D_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-0.9406	0.86165	16.26			5.622	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Výsledek ADF testu dokazuje na 5% hladině významnosti nepřítomnost dlouhodobého vztahu. Je třeba tedy jednotlivé proměnné individuálně stacionarizovat. Výsledkem individuální stacionarizace je následující model krátkodobého vztahu:

Tabulka 39: Regrese stacionarizovaných řad pro D_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DD_GDP	0.3445	0.0133	25.9000	0.0000	0.9697
sigma	16.3495				
log-likelihood	-92.1772				
RSS	5613.4174				
AR	F(2,19)	0.1555	[0.8570]		
ARCH	F(1,20)	2.3053	[0.1446]		
Normality	Chi^2(2)	2.8007	[0.2465]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	0.7140	[0.8699]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Diagnostika modelu je v pořádku tudíž lze vztah přepsat jako:

$$\Delta D\hat{T}OTAL_t 0,3445 \Delta DGDP_t \quad (27)$$

5.2.2 Model daňových příjmů osobní důchodové daně v Německu (D_TOTAL)

Jako vysvětlující proměnné pro tento model jsou určeny: konečná osobní spotřeba a míra nezaměstnanosti. Statická regrese má následující tvar:

Tabulka 40: Model D_PIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
Constant	86.2842	24	3.6	0.0018	0.3926
D_PFC	0.177743	0.009808	18.1	0	0.9426
D_UR	-1654	145.9	-11.3	0	0.8653
sigma	11.0972				
log-likelihood	-86.3823				
RSS	2462.96113				
AR	F(2,18)	4.5094	[0.0258]*		
ARCH	F(1,21)	0.97341	[0.3351]		
Normality	Chi^2(2)	0.75693	[0.6849]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	6.5423	[0.0880]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

I v tomto modelu jsou všechny zvolené proměnné statisticky významné. Rezidua zřejmě vykazují autokorelaci (AR test a Portmanteau mají rozdílné výsledky). Ohledně dynamizování modelu je třeba se rozhodnout až po zjištění, zda existuje dlouhodobý vztah mezi proměnnými. Test kointegrace má následující výsledky:

Tabulka 41: ADF model reziduí modelu D_PIT (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-2.411*	0.53131	8.953			4.428	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Dlouhodobý vztah v modelu existuje na 5% hladině významnosti, jak dokazuje stacionarita reziduí. Vzhledem k nejednoznačnosti výsledků testů autokorelace je třeba model dynamizovat. Výsledný model ADL (1,1) má tvar:

Tabulka 42: Model ADL pro D_PIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
D_PIT_1	0.791747	0.2034	3.89	0.0013	0.4864
D_PFC	0.174781	0.0179	9.78	0.000	0.8566
D_UR	-1584.51	341.100	-4.64	0.0003	0.5742
D_PFC_1	-0.130267	0.04453	-2.93	0.0099	0.3485
D_UR_1	1313.76	467.000	2.81	0.0125	0.3309
sigma	10.7781				
log-likelihood	-76.8702				
RSS	1858.6668				
AR	F(2,14)	0.4376	[0.6541]		
ARCH	F(1,19)	1.2928	[0.2697]		
Normality	Chi^2(2)	7.1924	[0.0274]*		
Portmanteau(3)	Chi^2(2)	1.1509	[0.5625]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

V případě dynamického modelu se sice podařilo odstranit pochybnosti ohledně přítomnosti autokorelace, ale zároveň je zde problém nenormality reziduí. Tento problém je způsoben relativně malým počtem pozorování (pouze 20). Pro vyladění modelu je možné použít dummy proměnné pro pozorování s největšími výkyvy.

Výsledek upraveného modelu je následující:

Tabulka 43: Upravený model ADL pro D_PIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
D_PIT_1	0.7465	0.1056	7.0700	0.0000	0.7934
D_PFC	0.1627	0.0092	17.7000	0.0000	0.9600
D_PFC_1	-0.1034	0.0233	-4.4300	0.0007	0.6017
D_UR	-1311.5000	184.5000	-7.1100	0.0000	0.7954
D_UR_1	927.2490	246.1000	3.7700	0.0023	0.5221
D2009	-28.6065	6.0370	-4.7400	0.0004	0.6334
D2010	-25.6648	5.8900	-4.3600	0.0008	0.5936
D1996	-24.1219	5.9350	-4.0600	0.0013	0.5596
sigma	5.4560				
log-likelihood	-60.3930				
RSS	386.9757				
AR	F(2,11)	1.4168	[0.2835]		
ARCH	F(1,19)	0.62562	[0.4387]		
Normality	Chi^2(2)	1.7334	[0.4203]		
Portmanteau(3)	Chi^2(2)	2.8758	[0.2374]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Samotný dynamický model lze zapsat jako:

$$\begin{aligned}
 D\hat{PIT}_t = & 0,7465 DPIT_{t-1} + 0,1627 DPFC_t - 1311,5 DUR_t \\
 & - 0,1034 DPFC_{t-1} + 927,249 DUR_{t-1} - 28,6065 D2009_t \\
 & - 25,6648 D2010_t - 24,1219 D1996_t
 \end{aligned} \quad (28)$$

Pomocí transformace na ECM model lze odvodit dlouhodobé multiplikační vztahy jako:

$$\begin{aligned}
 \Delta D\hat{PIT}_t = & 0,1627 \Delta DPFC_t - 1311,5 \Delta DUR_t - 28,6065 \Delta D2009_t \\
 & - 25,6648 \Delta D2010_t - 24,1219 \Delta D1996_t \\
 & - 0,2535 (DPIT_{t-1} - 0,2342 DPFC_{t-1} \\
 & + 1516,0043 DUR_{t-1})
 \end{aligned} \quad (29)$$

Odhad zatížení modelu ECM je -0,2535 a dlouhodobé multiplikátory jsou 0,2342 pro konečnou osobní spotřebu, respektive -1516,0043 pro míru nezaměstnanosti.

5.2.3 Model daňových příjmů korporátní daně v Německu (D_CIT)

Vybrané proměnné vstupující do následujícího modelu jsou opět konečná osobní spotřeba a míra nezaměstnanosti. Odhadnutý model statické regrese je následující:

Tabulka 44: Model statické regrese D_CIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
Constant	-55.4438	13.7600	-4.0300	0.0006	0.4359
D_PFC	0.0589	0.0080	7.3500	0.0000	0.7203
sigma	9.9294				
RSS	2070.4560				
log-likelihood	-84.3859				
AR	F(2,19)	4.9503	[0.0186]*		
ARCH	F(1,21)	0.0002	[0.9883]		
Normality	Chi^2(2)	0.3807	[0.8267]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	9.0760	[0.0283]*		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

V případě tohoto modelu se jedná pouze a jednoduchou regresní analýzu, protože druhá vysvětlující proměnná je statisticky nevýznamná. Diagnostické testy jednoznačně indikují přítomnost autokorelace, ale tu lze odstranit dynamizováním modelu. Test pro dlouhodobý vztah je následující:

Tabulka 45: ADF test reziduí pro D_CIT (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-2.432*	0.51901	8.595			4.347	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Test jednoznačně ukazuje přítomnost dlouhodobé vztahy mezi vysvětlující a vysvětlovanou proměnnou na 5% hladině významnosti, tudíž je možné přistoupit k dynamizaci modelu pro odstranění autokorelace nesystematické složky.

Odvozený ADL (1,1) model má následující parametry:

Tabulka 46: Model ADL pro D_CIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
D_CIT_1	0.8539	0.0877	9.7400	0.0000	0.8406
D_PFC	0.0261	0.0079	3.3200	0.0038	0.3792
D_PFC_1	-0.0203	0.0086	-2.3500	0.0302	0.2351
D_CIT_DTR	-24.9705	3.8190	-6.5400	0.0000	0.7037
sigma	5.0345				
log-likelihood	-64.5682				
RSS	456.2314				
AR	F(2,16)	1.3608	[0.2846]		
ARCH	F(1,20)	3.8579	[0.0636]		
Normality	Chi^2(2)	1.6031	[0.4486]		
Portmanteau(3)	Chi^2(2)	1.8124	[0.4041]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Výsledný dynamický model obsahuje dummy proměnnou pro změny daňových sazeb (D_CIT_DTR). Tato dummy proměnná vyrovnává vliv změn daňového algoritmu. Dynamizace vyřešila problém autokorelace, a tak lze model přepsat jako:

$$\begin{aligned} D\hat{C}IT_t = & 0,8539 DCIT_{t-1} + 0,0261 DPFC_t - 0,0203 DPFC_{t-1} \\ & - 24,9705 DCITDTR_t \end{aligned} \quad (30)$$

Následná ECM transformace má tvar:

$$\begin{aligned} \Delta D\hat{C}IT_t = & 0,0261 \Delta DPFC_t - 24,9705 \Delta DCITDTR_t - 0,1461(DCIT_{t-1} - \\ & 0,04 DPFC_{t-1}), \end{aligned} \quad (31)$$

kdy odhad zatížení má hodnotu -0,1461 a dlouhodobý multiplikátor je 0,04.

5.2.4 Model daňových příjmů daně z přidané hodnoty v Německu (D_VAT)

Posledním model německých daňových příjmů je příjem daně z přidané hodnoty. Vysvětlující proměnnou je pouze objem importu. Statický model má parametry:

Tabulka 47: Model statické regrese pro D_VAT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
Constant	68.6267	7.6950	8.9200	0.0000	0.7911
D_IMP	0.1300	0.0077	17.0000	0.0000	0.9321
sigma	14.1953				
log-likelihood	-92.6064				
RSS	4231.6586				
AR	F(2,19)	6.0347	[0.0094]**		
ARCH	F(1,21)	0.0008	[0.9779]		
Normality	Chi^2(2)	1.0842	[0.5815]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	11.1160	[0.0111]*		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Diagnostické testy jednoznačně indikují přítomnost autokorelace, kterou je možné odstranit pomocí dynamizace modelu, pokud test stacionarity reziduí prokáže přítomnost kointegrace. Výsledky testu kointegrace ukazuje následující test:

Tabulka 48: ADF test reziduí pro D_VAT (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-2.253*	0.61482	11.09			4.856	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Rezidua jsou stacionární, takže lze model dynamizovat pro odstranění autokorelace. Výsledné parametry odvozeného ADL (1,1) modelu jsou:

Tabulka 49: Model ADL pro D_VAT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
D_VAT_1	0.8382	0.0935	8.9600	0.0000	0.8170
D_IMP	0.1222	0.0217	5.6300	0.0000	0.6382
D_IMP_1	-0.0909	0.0257	-3.5400	0.0024	0.4100
sigma	12.0526				
log-likelihood	-80.4540				
RSS	2614.7796				
AR	F(2,16)	0.1246	[0.8837]		
ARCH	F(1,19)	0.0016	[0.9684]		
Normality	Chi^2(2)	0.3869	[0.8241]		
Portmanteau(3)	Chi^2(2)	2.1611	[0.3394]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Dynamizace vyřešila problém autokorelace a výsledný model lze napsat jako:

$$D\hat{V}AT_t = 0,8382 DVAT_{t-1} + 0,1222 DIMP_t - 0,0909 DIMP_{t-1} \quad (32)$$

Pomocí ECM transformace lze odvodit následující dlouhodobý vztah:

$$\Delta D\hat{V}AT_t = 0,1222 \Delta DIMP_t - 0,1618 (DVAT_{t-1} - 0,1936 DIMP_{t-1}) \quad (33)$$

Koeficient zatížení daného modelu je -0,1618 a dlouhodobý vztah mezi proměnnými je 0,1936.

5.3 Odhad modelů pro Polsko

Následující část popisuje výstavbu modelu odhadů polských daňových příjmů.

Jako první je třeba otestovat, zda jsou původní časové řady nestacionární. Tabulka 50 odkazuje na zjednodušené výstupy ADF testu stacionarity:

Tabulka 50: Stručné výsledky ADF testu pro Polsko (upravený výstup programu PcGive)

	P_TOTAL	P_PIT	P_CIT	P_VAT	P_GDP	P_PFC	P_GFC	P_EXP
hodnota t-adf (původní řady)	-0.5756	-0.6514	-1.138	-0.7807	-0.4342	-0.7798	-0.7887	0.2424
hodnota t-adf (diferencované řady)	-3.719**	-3.663**	-3.275**	-3.849**	-3.488**	-4.069**	-3.997**	-3.051**
	P_IMP	P_TE	P_ROSE	P_UR	P_CPI	P_AW	OIL	
hodnota t-adf (původní řady)	-0.3866	-0.03942	-0.2179	-0.7572	-2.996	-1.822	-0.8103	
hodnota t-adf (diferencované řady)	-3.852**	-1.48	-2.277*	-1.678	-3.826**	-2.791**	-4.362**	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Z výsledků vyplývá, že v případě celkové zaměstnanosti (TE) a míry nezaměstnanosti (UR) nejsou dané řady stacionární po první diferencí, a tudíž je nelze do modelů využít. V případě míry nezaměstnanosti je nutné zmínit, že u ostatních zemí ji bylo možno v omezené míře používat při konstrukci modelů.

Test multikolinearity pomocí korelační matice je uveden v Tabulka 51: Korelační matice proměnných pro Polsko.

Tabulka 51: Korelační matice proměnných pro Polsko

	P_TOTAL	P_PIT	P_CIT	P_VAT	P_GDP	P_PFC	P_GFC	P_EXP	P_IMP	P_TE	P_ROSE	P_UR	P_CPI	P_AW	OIL
P_TOTAL	1	0,95766	0,95298	0,99455	0,99595	0,97542	0,91984	0,9835	0,99273	0,7431	-0,96136	-0,67441	-0,56761	0,82986	0,97199
P_PIT	0,95766	1	0,95148	0,93896	0,93721	0,97568	0,95912	0,92042	0,93051	0,83874	-0,88371	-0,82447	-0,35298	0,65713	0,90831
P_CIT	0,95298	0,95148	1	0,95574	0,93059	0,96288	0,93323	0,88671	0,9181	0,71247	-0,88911	-0,73562	-0,46673	0,71265	0,89379
P_VAT	0,99455	0,93896	0,95574	1	0,99252	0,96882	0,90906	0,97248	0,98753	0,71233	-0,96171	-0,65049	-0,60389	0,84731	0,96318
P_GDP	0,99595	0,93721	0,93059	0,99252	1	0,96295	0,89749	0,99101	0,99672	0,73593	-0,97219	-0,64535	-0,59748	0,86202	0,97552
P_PFC	0,97542	0,97568	0,96288	0,96882	0,96295	1	0,98143	0,93665	0,94914	0,75638	-0,89727	-0,73285	-0,41796	0,71725	0,93095
P_GFC	0,91984	0,95912	0,93323	0,90906	0,89749	0,98143	1	0,86595	0,87736	0,7385	-0,81384	-0,75636	-0,27587	0,58359	0,86012
P_EXP	0,9835	0,92042	0,88671	0,97248	0,99101	0,93665	0,86595	1	0,99511	0,74266	-0,96918	-0,62249	-0,59129	0,8576	0,98067
P_IMP	0,99273	0,93051	0,9181	0,98753	0,99672	0,94914	0,87736	0,99511	1	0,73527	-0,97205	-0,63369	-0,60684	0,86767	0,98142
P_TE	0,7431	0,83874	0,71247	0,71233	0,73593	0,75638	0,7385	0,74266	0,73527	1	-0,72985	-0,9426	-0,06744	0,44296	0,71995
P_ROSE	-0,96136	-0,88371	-0,88911	-0,96171	-0,97219	-0,89727	-0,81384	-0,96918	-0,97205	-0,72985	1	0,63266	0,67104	-0,88524	-0,93644
P_UR	-0,67441	-0,82447	-0,73562	-0,65049	-0,64535	-0,73285	-0,75636	-0,62249	-0,63369	-0,9426	0,63266	1	-0,04744	-0,28508	-0,60147
P_CPI	-0,56761	-0,35298	-0,46673	-0,60389	-0,59748	-0,41796	-0,27587	-0,59129	-0,60684	-0,06744	0,67104	-0,04744	1	-0,87588	-0,54599
P_AW	0,82986	0,65713	0,71265	0,84731	0,86202	0,71725	0,58359	0,8576	0,86767	0,44296	-0,88524	-0,28508	-0,87588	1	0,82329
OIL	0,97199	0,90831	0,89379	0,96318	0,97552	0,93095	0,86012	0,98067	0,98142	0,71995	-0,93644	-0,60147	-0,54599	0,82329	1

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Pozn.: Žlutě jsou označeny proměnné, které nejsou integračního řádu I(1) a nelze je dále použít, červeně proměnné, které mezi sebou vykazují multikolinearitu, zeleně jsou vyznačeny proměnné, které lze použít v kombinaci s jinými proměnnými.

Korelační analýza ukazuje, že jedinou možnou kombinací proměnných splňujících podmínku stacionarity a multikolinearity je průměrná mzda (AW) u přímých daní společně s konečnou osobní spotřebou a inflace (CPI) u všech sledovaných indikátorů. Tyto kombinace jsou ale vyloučeny modelem České republiky, tudíž u Polska lze pouze odhadovat modely s jednou vysvětlující proměnnou.

5.3.1 Model celkových daňových příjmů Polska (P_TOTAL)

Z bazických modelů je zřejmé, že lze pro konstrukci využít pouze model s GDP. Statická regrese tohoto modelu je následující:

Tabulka 52: Model P_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
Constant	6.9184	1.9660	3.5200	0.0022	0.3824
P_GDP	0.3087	0.0057	53.7000	0.0000	0.9931
sigma	4.2840				
log-likelihood	-62.1757				
RSS	367.0520				
AR	F(2,18)	5.1300	[0.0173]*		
ARCH	F(1,20)	8.4717	[0.0086]**		
Normality	Chi^2(2)	4.4362	[0.1088]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	7.6768	[0.0532]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

V modelu vyšla statisticky významná i regresní konstanta a model vykazuje přítomnost heteroskedasticity a možnou přítomnost autokorelace danou rozdílnými výsledky testů. Obdobně jako v dřívějších případech je vhodnější pro jistotu předpokládat její přítomnost. Tyto problémy by měla odstranit vhodná dynamizace modelu, ale je nutné napřed otestovat, zda mezi proměnnými existuje dlouhodobý vztah. Test dlouhodobé závislosti shrnuje následující reziduální ADF test:

Tabulka 53: ADF test reziduí modelu P_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-2.619*	0.493	3.709			2.668	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Výsledky ADF testu dokazují přítomnost dlouhodobého vztahu na 5% hladině významnosti, a tudíž je možné dynamizovat pro odstranění autokorelace a heteroskedasticity. Odvozený dynamický model ADL (1,1) má následující charakteristiky:

Tabulka 54: Model ADL pro P_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
P_TOTAL_1	0.7182	0.1017	7.0600	0.0000	0.7458
P_GDP	0.3914	0.0128	30.5000	0.0000	0.9821
P_GDP_1	-0.3046	0.0357	-8.5200	0.0000	0.8103
sigma	2.3532				
log-likelihood	-43.8688				
RSS	94.1354				
AR	F(2,15)	0.5851	[0.5693]		
ARCH	F(1,18)	0.8518	[0.3682]		
Normality	Chi^2(2)	0.0897	[0.9561]		
Portmanteau(3)	Chi^2(2)	3.0014	[0.2230]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Z výsledků diagnostiky je patrné, že dynamizace odstranila autokorelaci a heteroskedasticitu a tudíž lze model zapsat jako:

$$PT\hat{O}TAL_t = 0,7182 PTOTAL_{t-1} + 0,3914 PGDP_t - 0,3046 PGDP_{t-1} \quad (34)$$

Pomocí ECM transformace lze model přepsat jako:

$$\Delta PT\hat{O}TAL_t = 0,3914 \Delta PGDP_t - 0,2818 (PTOTAL_{t-1} - 0,3079 PGDP_{t-1}), \quad (35)$$

kde odhad zatížení je -0,2818 a dlouhodobý multiplikátor má hodnotu 0,3079.

5.3.2 Model daňových příjmů osobní důchodové daně v Polsku (P_PIT)

V případě polského příjmu daně z příjmů fyzických osob je nutné postupovat odlišně od ostatních zemí, protože v případě Polska nelze míru nezaměstnanosti stacionarizovat první diferencí. Proto je tento model konstruován pouze s osobní konečnou spotřebou jako vysvětlující proměnnou. Odvozená statická regrese má tvar:

Tabulka 55: Model P_PIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
Constant	-7.3387	2.0540	-3.5700	0.0019	0.3895
P_PFC	0.0992	0.0088	11.3000	0.0000	0.8646
sigma	2.5321				
log-likelihood	-50.6073				
RSS	128.2306				
AR	F(2,18)	2.6357	[0.0991]		
ARCH	F(1,20)	4.6171	[0.0441]*		
Normality	Chi^2(2)	10.9700	[0.0041]**		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	5.3255	[0.1495]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Výsledky statického modelu ukazují, že společně s osobní konečnou spotřebou je taktéž statisticky významná konstanta. Diagnostické testy indikují přítomnost heteroskedasticity a jiné distribuce reziduí. Opět i zde lze tyto problémy odstranit vhodnou dynamizací, ale je třeba napřed ověřit, že mezi řadami existuje dlouhodobý vztah.

Výsledky ADF testu reziduí jsou následující:

Tabulka 56: ADF test reziduí modelu P_PIT (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-4.706**	0.45342	1.285			0.5481	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Test prokazuje, že mezi řadami na 1% hladině významnosti, existuje dlouhodobý vztah, tudíž je možné přejít ke konstrukci modelu ADL. Jako nejlepší model vyšel ADL(1,1) s následující charakteristikou:

Tabulka 57: Model ADL pro P_PIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
P_PIT_1	0.7986	0.1390	5.7400	0.0000	0.6599
P_PFC	0.0986	0.0127	7.8000	0.0000	0.7815
P_PFC_1	-0.0833	0.0181	-4.6100	0.0002	0.5558
sigma	1.4690				
log-likelihood	-34.4446				
RSS	36.6831				
AR	F(2,15)	0.9547	[0.4071]		
ARCH	F(1,18)	0.4530	[0.5095]		
Normality	Chi^2(2)	1.6627	[0.4355]		
Portmanteau(3)	Chi^2(2)	1.5221	[0.4672]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Z přehledu je patrné, že dynamizace odstranila problémy nesystematické složky. Model lze zapsat jako:

$$P\hat{P}IT_t = 0,7986 PPIT_{t-1} + 0,0986 PPFC_t - 0,0833 PPFC_{t-1} \quad (36)$$

Pro odhad dlouhodobých multiplikátorů lze model přepsat na:

$$\Delta P\hat{P}IT_t = 0,0986 \Delta PPFC_t - 0,2014(PPIT_{t-1} - 0,0764 PPFC_{t-1}), \quad (37)$$

kde koeficient zatížení má hodnotu -0,2014 a 0,0764 je dlouhodobý multiplikátor vztahu daňového příjmu osobní důchodové daně a konečné osobní spotřeby.

5.3.3 Model daňových příjmů korporátní daně v Polsku (P_CIT)

Obdobně jako v předchozím případě, i zde je použita pouze jedna vysvětlující proměnná.

Samotná statická regrese má následující tvar:

Tabulka 58: Model P_CIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
Constant	-4.4147	1.0800	-4.0900	0.0006	0.4551
P_PFC	0.0493	0.0046	10.7000	0.0000	0.8507
sigma	1.3314				
log-likelihood	-36.4645				
RSS	35.4498				
AR	F(2,18)	4.8196	[0.0211]*		
ARCH	F(1,20)	15.3130	[0.0009]**		
Normality	Chi^2(2)	4.7209	[0.0944]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	8.3675	[0.0390]*		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Model opět ukazuje i statisticky významný odhad konstanty. Diagnostika ukazuje jednoznačně přítomnost autokorelace a heteroskedasticity. Tyto problémy lze vyřešit vhodným dynamizováním, ale je třeba otestovat proměnné z hlediska dlouhodobého vztahu, kdy výsledky jsou následující:

Tabulka 59: ADF test reziduí modelu P_CIT (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-3.434**	0.57625	0.7263			-0.5932	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Výsledky ADF testu prokazují dlouhodobý vztah na 1% hladině významnosti, a tudíž lze model dynamizovat. Jako nejvhodnější se jeví model ADL (1,1) s následujícími parametry:

Tabulka 60: Model ADL pro P_CIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
P_CIT_1	0.7221	0.1120	6.4500	0.0000	0.7096
P_PFC	0.0487	0.0066	7.3600	0.0000	0.7612
P_PFC_1	-0.0398	0.0078	-5.1100	0.0001	0.6061
sigma	0.7943				
log-likelihood	-22.1470				
RSS	10.7248				
AR	F(2,15)	0.2228	[0.8029]		
ARCH	F(1,18)	0.5870	[0.4535]		
Normality	Chi^2(2)	0.5848	[0.7465]		
Portmanteau(3)	Chi^2(2)	0.7946	[0.6721]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Diagnostika modelu je v pořádku, a tudíž lze model zapsat jako:

$$P\hat{C}IT_t = 0,7221 PCIT_{t-1} + 0,0487 PPFC_t - 0,0398 PPFC_{t-1} \quad (38)$$

Pro získání dlouhodobých vztahů lze model transformovat na model korekce chyby s následujícím tvarem:

$$\Delta P\hat{C}IT_t = 0,0487 \Delta PPFC_t - 0,2779 (PCIT_{t-1} - 0,0321 PPFC_{t-1}), \quad (39)$$

kde odhad zatížení je -0,2779 a dlouhodobý multiplikátor má hodnotu 0,0321.

5.3.4 Model příjmů daně z přidané hodnoty v Polsku (P_VAT)

Posledním sledovaným polským daňovým příjmem je příjem daně z přidané hodnoty. U tohoto modelu jsou všechny proměnné v souladu s původním modelem České republiky, kdy lze použít pouze objem importu jako vysvětlující proměnnou. Statická regrese modelu je:

Tabulka 61: Model P_VAT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
Constant	4.0835	0.8052	5.0700	0.0001	0.5626
P_IMP	0.1541	0.0056	27.3000	0.0000	0.9739
sigma	2.1405				
log-likelihood	-46.9114				
RSS	91.6373				
AR	F(2,18)	6.0932	[0.0095]**		
ARCH	F(1,20)	4.4094	[0.0486]*		
Normality	Chi ² (2)	1.8914	[0.3884]		
Portmanteau(3)	Chi ² (3)	9.2120	[0.0266]*		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Z výsledků statické regrese je patrné, že rezidua modelu vykazují autokorelaci a heteroskedasticitu. Vhodně zvolenou dynamizací modelu je možné tento problém odstranit za předpokladu přítomnosti dlouhodobého vztahu mezi proměnnými. Test dlouhodobého vztahu má tyto hodnoty:

Tabulka 62: ADF test reziduí modelu P_VAT (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-2.001*	0.67546	1.41			0.7331	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Rezidua jsou stacionární na 5% hladině významnosti, takže model lze dynamizovat do tvaru ADL (1,1) s následujícími parametry:

Tabulka 63: Model ADL pro P_VAT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
P_VAT_1	0.6307	0.1874	3.3700	0.0039	0.4145
P_IMP	0.1652	0.0136	12.2000	0.0000	0.9025
P_IMP_1	-0.1146	0.0305	-3.7600	0.0017	0.4691
Constant	2.2386	0.8223	2.7200	0.0151	0.3166
sigma	1.3452				
log-likelihood	-32.0788				
RSS	28.9547				
AR	F(2,15)	0.4696	[0.6348]		
ARCH	F(1,18)	2.6791	[0.1190]		
Normality	Chi^2(2)	2.0761	[0.3541]		
Portmanteau(3)	Chi^2(2)	0.7329	[0.6932]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Odhadnutý model je diagnosticky v pořádku, tudíž lze model zapsat jako:

$$P\hat{V}AT_t = 2,2386 + 0,6307 PVAT_{t-1} + 0,1652 PIMP_t - 0,1146 PIMP_{t-1} \quad (40)$$

Pro získání dlouhodobých vztahů je možné pomocí ECM transformace model přepsat na:

$$\begin{aligned} \Delta P\hat{V}AT_t = & 0,1652 \Delta PIMP_t + 2,2386 - 0,3693(PVAT_{t-1} \\ & - 0,1371 PIMP_{t-1}) \end{aligned} \quad (41)$$

Koeficient zatížení má hodnotu 0,0129 a dlouhodobý multiplikátor je 0,3327.

5.4 Odhad modelů daňových příjmů pro Slovensko

Tato část je věnována konstrukci a diskuzi modelů jednotlivých slovenských daňových příjmů, obdobně jako u předchozích zemí je třeba vycházet z bazické množiny vysvětlujících proměnných, které byly odhadnuty pro Českou republiku.

Jako první je třeba otestovat stacionaritu jednotlivých proměnných. Výsledky ADF testu stručně shrnuje následující tabulka:

Tabulka 64: Stručné výsledky ADF testu pro Slovensko (upravený výstup programu PcGive)

	SVK_TOTAL	SVK_PIT	SVK_CIT	SVK_VAT	SVK_GDP
t-adf (původní řady)	-0.9055	-0.6466	-0.3792	-0.8706	-0.8559
t-adf (diferencované řady)	-3.060**	-3.222**	-3.417**	-3.771**	-2.331*
	SVK_PFC	SVK_GFC	SVK_EXP	SVK_IMP	SVK_TE
t-adf (původní řady)	-0.9078	-0.6796	-0.614	-0.6801	-0.2666
t-adf (diferencované řady)	-2.026*	-2.229*	-2.830**	-3.234**	-2.275*
	SVK_ROSE	SVK_UR	SVK_CPI	SVK_AW	OIL
t-adf (původní řady)	-2.149	-1.286	-1.554	-0.3242	-1.424
t-adf (diferencované řady)	-1.866	-2.198*	-4.584**	-2.472*	-3.306**

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Výsledky testu stacionarity dokazují, že většina vybraných proměnných je typu I(1). Pouze v případě počtu OSVČ a podílu těchto osob na počtu pracujících ukazují výsledky testu, že dané řady nejsou stacionární ani po první diferenci, a tudíž s nimi nelze dále počítat vzhledem k omezení konstrukce modelů ADL.

Druhým nezbytným krokem je test multikolinearity jednotlivých proměnných. Vzájemné vztahy proměnných popisuje korelační matice v Tabulka 65: Korelační matice proměnných pro Slovensko.

Z výsledků vyplývá, že lze použít pouze kombinaci proměnných s mírou nezaměstnanosti a inflací. Bohužel inflace musí být z modelů odstraněna, protože bazické modely ji neobsahovaly, a tudíž by výsledky při použití této proměnné nebyly konzistentní. Ze stejného důvodu je nutné míru nezaměstnanosti odstranit z modelů obsahující GDP a objem importu.

Tabulka 65: Korelační matice proměnných pro Slovensko

	SVK_TOTAL	SVK_PIT	SVK_CIT	SVK_VAT	SVK_GDP	SVK_PFC	SVK_GFC	SVK_EXP	SVK_IMP	SVK_TE	SVK_ROSE	SVK_UR	SVK_CPI	SVK_AW	OIL
SVK_TOTAL	1,0000	0,9842	0,9642	0,9943	0,9885	0,9734	0,9644	0,9827	0,9866	0,9043	0,9281	-0,4275	-0,7676	0,9405	0,9548
SVK_PIT	0,9842	1,0000	0,9686	0,9874	0,9936	0,9842	0,9794	0,9873	0,9907	0,9258	0,8983	-0,4944	-0,7504	0,9280	0,9625
SVK_CIT	0,9642	0,9686	1,0000	0,9618	0,9586	0,9505	0,9547	0,9622	0,9625	0,9240	0,8160	-0,5600	-0,7388	0,8487	0,9219
SVK_VAT	0,9943	0,9874	0,9618	1,0000	0,9939	0,9875	0,9801	0,9787	0,9855	0,9147	0,9341	-0,4534	-0,7630	0,9378	0,9542
SVK_GDP	0,9885	0,9936	0,9586	0,9939	1,0000	0,9908	0,9854	0,9883	0,9924	0,9105	0,9322	-0,4459	-0,7639	0,9473	0,9648
SVK_PFC	0,9734	0,9842	0,9505	0,9875	0,9908	1,0000	0,9945	0,9634	0,9720	0,9371	0,9200	-0,5254	-0,7629	0,9201	0,9329
SVK_GFC	0,9644	0,9794	0,9547	0,9801	0,9854	0,9945	1,0000	0,9611	0,9672	0,9299	0,8964	-0,5378	-0,7757	0,9054	0,9254
SVK_EXP	0,9827	0,9873	0,9622	0,9787	0,9883	0,9634	0,9611	1,0000	0,9985	0,8854	0,8972	-0,4223	-0,7502	0,9323	0,9845
SVK_IMP	0,9866	0,9907	0,9625	0,9855	0,9924	0,9720	0,9672	0,9985	1,0000	0,8999	0,9073	-0,4387	-0,7588	0,9380	0,9840
SVK_TE	0,9043	0,9258	0,9240	0,9147	0,9105	0,9371	0,9299	0,8854	0,8999	1,0000	0,7821	-0,7370	-0,7555	0,8063	0,8449
SVK_ROSE	0,9281	0,8983	0,8160	0,9341	0,9322	0,9200	0,8964	0,8972	0,9073	0,7821	1,0000	-0,2009	-0,7170	0,9655	0,8853
SVK_UR	-0,4275	-0,4944	-0,5600	-0,4534	-0,4459	-0,5254	-0,5378	-0,4223	-0,4387	-0,7370	-0,2009	1,0000	0,3991	-0,2333	-0,3718
SVK_CPI	-0,7676	-0,7504	-0,7388	-0,7630	-0,7639	-0,7629	-0,7757	-0,7502	-0,7588	-0,7555	-0,7170	0,3991	1,0000	-0,7719	-0,6916
SVK_AW	0,9405	0,9280	0,8487	0,9378	0,9473	0,9201	0,9054	0,9323	0,9380	0,8063	0,9655	-0,2333	-0,7719	1,0000	0,9132
OIL	0,9548	0,9625	0,9219	0,9542	0,9648	0,9329	0,9254	0,9845	0,9840	0,8449	0,8853	-0,3718	-0,6916	0,9132	1,0000

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Pozn.: Žlutě jsou označeny proměnné, které nejsou integračního řádu I(1) a nelze je dále použít, červeně proměnné, které mezi sebou vykazují multikolinearitu, zeleně jsou vyznačeny proměnné, které lze použít v kombinaci s jinými proměnnými.

5.4.1 Model celkových daňových příjmů pro Slovensko (SVK_TOTAL)

Po předchozí redukci proměnných a úpravám podle báze je možné přejít ke konstrukci modelu celkových daňových příjmů, kdy jako vysvětlující proměnné slouží pouze GDP. Statická regrese má tvar:

Tabulka 66: Model SVK_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
Constant	5.8249	0.5464	10.7000	0.0000	0.8568
SVK_GDP	0.2383	0.0084	28.5000	0.0000	0.9771
sigma	1.2522				
log-likelihood	-33.4701				
RSS	29.7931				
AR	F(2,17)	14.6110	[0.0002]**		
ARCH	F(1,19)	2.2505	[0.1500]		
Normality	Chi ² (2)	1.0672	[0.5865]		
Portmanteau(3)	Chi ² (3)	13.2790	[0.0041]**		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Diagnostika modelu indikuje přítomnost autokorelace, kterou lze odstranit dynamizováním, pokud existuje mezi proměnnými dlouhodobý vztah.

Tabulka 67: ADF test reziduí pro SVK_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-1.553	0.75002	0.8531			-0.269	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Výsledky ADF testu nedokazují na 5% hladině významnosti přítomnost dlouhodobého vztahu, a tudíž je nutno proměnné jednotlivě diferencovat, aby bylo možno popsat alespoň krátkodobý vztah.

Tabulka 68: Regresní model pro SVK_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DSVK_GDP	0.2611	0.0233	11.2000	0.0000	0.8681
sigma	0.8838				
log-likelihood	-25.3957				
RSS	14.8415				
AR	F(2,17)	1.5671	[0.2373]		
ARCH	F(1,18)	0.0002	[0.9885]		
Normality	Chi^2(2)	0.4412	[0.8020]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	3.8429	[0.2789]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Model je diagnosticky v pořádku, a tudíž jej lze napsat jako:

$$\Delta SVK\hat{TOTAL}_t = 0,2611 \Delta SVKGDP \quad (42)$$

5.4.2 Model daňových příjmů osobní důchodové daně pro Slovensko (SVK_PIT)

V případě příjmu osobní důchodové daně jsou zvolené vysvětlující proměnné osobní konečná spotřeba a míra nezaměstnanosti, výsledky statické regrese jsou:

Tabulka 69: Výsledky modelu SVK_PIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
SVK_PFC	0.0560	0.0023	24.6000	0.0000	0.9696
SVK_UR	-1.5359	0.5891	-2.6100	0.0173	0.2635
sigma	0.1982				
log-likelihood	5.2420				
RSS	0.7463				
AR	F(2,17)	9.0031	[0.0022]**		
ARCH	F(1,19)	8.5242	[0.0088]**		
Normality	Chi^2(2)	1.7733	[0.4120]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	9.0805	[0.0282]*		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Statická regrese ukazuje statistickou významnost obou zvolených proměnných. Statický model ukazuje přítomnost jak podmíněné heteroskedasticity, tak i autokorelace. Ze zmíněných diagnostik je zřejmé, že v případě přítomnosti dlouhodobého vztahu bude třeba model dynamizovat.

Výsledek testu stacionarity reziduí je:

Tabulka 70: ADF test reziduí modelu SVK_PIT (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-1.067	0.80948	0.1324			-3.996	

Zdroj: Data OECD (2016) + úprava a výpočty autor.

Výsledky ADF testu ukazují na nepřítomnost dlouhodobého vztahu mezi vysvětlujícími a vysvětlovanou proměnnou na 5% hladině významnosti, a tudíž je nutné jednotlivé proměnné individuálně diferencovat pro regresní analýzu. Výsledek regresní analýzy je:

Tabulka 71: Výsledky regresní analýzy stacionarizovaných časových řad modelu SVK_PIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DSVK_PFC	0.0575	0.0073	7.8600	0.0000	0.7647
sigma	0.1429				
log-likelihood	11.0448				
RSS	0.3881				
AR	F(2,17)	0.1151	[0.8920]		
ARCH	F(1,18)	0.0000	[0.9977]		
Normality	Chi^2(2)	9.7703	[0.0076]**		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	0.3346	[0.9534]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Diagnostické kontrola modelu je v pořádku až na test normality, který indikuje nenormalitu nesystematické složky. Tato skutečnost může být způsobena přítomností výrazného „šoku“ v časové řadě, pokud se jedná pouze o strukturální zlom, je možné nenormalitu odstranit přidáním specifické dummy proměnné, která „vyrovnává“ daný zlom.

Možností odstranění nenormality je přidání specifické dummy proměnné pro rok 2009 a výsledky takto rozšířeného modelu jsou následující:

Tabulka 72: Regresní model pro SVK_PIT rozšířený o specifickou dummy proměnnou (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DSVK_PFC	0.0564	0.0058	9.7700	0.0000	0.8415
D2009	-0.4011	0.1126	-3.5600	0.0022	0.4133
sigma	0.1125				
log-likelihood	16.3777				
RSS	0.2277				
AR	F(2,16)	1.7918	[0.1985]		
ARCH	F(1,18)	0.5415	[0.4713]		
Normality	Chi^2(2)	1.8651	[0.3935]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	5.0168	[0.1706]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Je patrné, že strukturální zlom se povedlo vhodně zvolenou dummy proměnnou odstranit a model je diagnosticky v pořádku. Model tudíž lze napsat jako:

$$\Delta \widehat{SVK_PIT} = 0,0564 \Delta SVKPFC_t - 0,4011 D_{2009} \quad (43)$$

5.4.3 Model daňových příjmů korporátní daně pro Slovensko (SVK_CIT)

Do statické regrese příjmu korporátní daně vstupují jako vysvětlující proměnné míra nezaměstnanosti a konečná osobní spotřeba s následujícím výsledkem:

Tabulka 73: Model pro SVK_CIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
SVK_PFC	0.0563	0.0039	14.5000	0.0000	0.9169
SVK_UR	-2.3335	1.0060	-2.3200	0.0316	0.2208
sigma	0.3384				
log-likelihood	-5.9930				
RSS	2.1758				
AR	F(2,17)	7.7806	[0.0040]**		
ARCH	F(1,19)	17.819	[0.0005]**		
Normality	Chi^2(2)	4.4847	[0.1062]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	8.0569	[0.0448]*		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Obě proměnné jsou statisticky významné, ale diagnostika modelu vykazuje přítomnost heteroskedasticity a autokorelace. Tyto jevy lze odstranit dynamizováním modelu, pokud bude mezi proměnnými existovat dlouhodobý vztah. Výsledky ADF testu reziduí jsou následující:

Tabulka 74: ADF test reziduí modelu SVK_CIT (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-0.9755	0.80484	0.2418			-2.791	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

ADF test indikuje nepřítomnost dlouhodobého vztahu na 5% hladině významnosti, a proto je nutné jednotlivé proměnné diferencovat a pokusit se odhadnout alespoň krátkodobý vztah pomocí regresní analýzy:

Tabulka 75: Regresní analýza pro SVK_CIT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DSVK_PFC	0.0593	0.0130	4.5600	0.0002	0.5221
sigma	0.2538				
log-likelihood	-0.4447				
RSS	1.2242				
AR	F(2,17)	0.6279	[0.5456]		
ARCH	F(1,18)	0.0775	[0.7838]		
Normality	Chi^2(2)	11.0120	[0.0041]**		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	1.4536	[0.6930]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Diagnostika modelu opět ukazuje nenormalitu nesystematické složky. Bohužel oproti předchozímu případu nedokáže využití dummy proměnných tento problém odstranit. Nesystematická složka tudíž je tvořena bílým šumem, ale nejedná se o gaussovský bílý šum. Problematiku normality nelze v tomto lineárním modelu odstranit (obecně by mělo stačit více pozorování, aby model byl schopen absorbovat strukturální zlomy). Model lze napsat jako:

$$\Delta SV\hat{K}CIT_t = 0,0593 \Delta SVKPFC_t \quad (44)$$

5.4.4 Model daňových příjmů daně z přidané hodnoty pro Slovensko (SVK_VAT)

Posledním sledovaným daňovým modelem je model příjmu daně z přidané hodnoty, který jako regresor využívá objem importu. Statická regrese je popsána v následujícím modelu:

Tabulka 76: Model pro SVK_VAT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
Constant	0.8402	0.1382	6.0800	0.0000	0.6606
SVK_IMP	0.0663	0.0025	26.1000	0.0000	0.9728
sigma	0.3554				
log-likelihood	-7.0207				
RSS	2.3996				
AR	F(2,17)	2.4949	[0.1122]		
ARCH	F(1,19)	0.0069	[0.9345]		
Normality	Chi^2(2)	5.7389	[0.0567]		
Portmanteau(3)	Chi^2(3)	5.5874	[0.1335]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Míra nezaměstnanosti nebyla statisticky významná, a proto z modelu vypadla. Diagnosticky je model v pořádku, ale je třeba otestovat stacionaritu reziduí:

Tabulka 77: ADF test reziduí pro SVK_VAT (upravený výstup programu PcGive)

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
0	-2.685*	0.44871	0.3173			-2.247	

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Rezidua jsou stacionární na 5% hladině významnosti, což indikuje přítomnost dlouhodobé vztahu. Vzhledem k tomu, že není nutné rozšiřovat model na ADL, protože je model diagnosticky v pořádku, je možné ze statické regrese model napsat jako:

$$SV\hat{K}VAT_t = 0,8402 + 0,0663 SVKIMP_t \quad (45)$$

Transformaci pomocí EC modelu není ze statistického hlediska nutné provádět, protože regresní parametr je zde dlouhodobým multiplikátorem, ale kvůli konzistenci výsledků ostatních modelů a pro odhadnutí krátkodobého vztahu je možné model rozšířit na tvar ECM. Tato úprava možná je, protože pokud platí Engle-Grangerova věta, tak je možno libovolný model rozepsat do tvaru ECM (Boero, 2018).

Rozšíření provedeme úpravou na model ADL (1,1):

Tabulka 78: Model ADL pro SVK_VAT (upravený výstup programu PcGive)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
SVK_VAT_1	0.8173	0.1598	5.1200	0.0001	0.6206
SVK_IMP	0.0637	0.0105	6.0800	0.0000	0.6981
SVK_IMP_1	-0.0491	0.0139	-3.5200	0.0028	0.4370
sigma	0.3826				
log-likelihood	-7.0721				
RSS	2.3420				
AR	F(2,14)	0.0179	[0.9823]		
ARCH	F(1,17)	0.0569	[0.8144]		
Normality	Chi^2(2)	4.6475	[0.0979]		
Portmanteau(3)	Chi^2(2)	0.7784	[0.6776]		

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Diagnosticky je model v pořádku, a tudíž jej lze napsat jako:

$$SV\hat{K}VAT_t = 0,8173 SVKVAT_{t-1} + 0,0637 SVKIMP_t - 0,0491 SVKIMP_{t-1} \quad (46)$$

ECM transformace je:

$$\Delta SV\hat{K}VAT_t = 0,0637 \Delta SVKIMP_t - 0,1827 (SVKVAT_{t-1} + 0,0798 SVKIMP_{t-1}), \quad (47)$$

kde 0,0798 je dlouhodobý multiplikátor a odhad zatížení je -0,1827.

6 Výsledky a vyhodnocení modelů

Následující kapitola se zabývá vyhodnocením kvality modelů a analýzou získaných regresních koeficientů ve vztahu k jednotlivým státům i jejich komparací. Dále je součástí kapitoly potvrzení či vyvrácení zvolených hypotéz.

6.1 Vyhodnocení kvality modelů

Jako první je třeba vyhodnotit kvalitu modelů. Výše odvozené modely byly testovány na odhadnutí poslední známé hodnoty vysvětlované proměnné. Toto řešení umožňuje porovnat, jak přesně daný model popisuje vysvětlovanou proměnnou. Výsledky jsou následující:

Tabulka 79: Vyhodnocení modelů z hlediska jejich přesnosti

	daň	odhad	skutečnost	abs. odchylka	rel. odchylka
CZ	TOTAL	60,9417	61,9861	1,0444	1,68 %
	PIT	6,3222	6,6884	0,3662	5,48 %
	CIT	-0,8912	-0,7280	0,1632	22,42 %
	VAT	14,9478	13,5516	-1,3963	10,30 %
D	TOTAL	-181,4630	-175,9990	5,4640	3,10 %
	PIT	318,8170	332,3120	13,4950	4,06 %
	CIT	63,2260	58,6831	-4,5429	7,74 %
	VAT	254,2620	234,8280	-19,4340	8,28 %
P	TOTAL	173,4940	174,8570	1,3630	0,78 %
	PIT	23,4923	24,9564	1,4641	5,87 %
	CIT	9,7252	9,5236	-0,2016	2,12 %
	VAT	40,4506	38,8905	-1,5601	4,01 %
SVK	TOTAL	-3,5366	-3,3984	0,1383	4,07 %
	PIT	-0,4509	-0,2779	0,1730	62,26 %
	CIT	-0,4803	-0,2534	0,2268	89,50 %
	VAT	6,1790	6,0082	-0,1708	2,84 %

Zdroj: autor

Z výsledků kontroly kvality modelů vyplývá, že většina modelů nevykazuje odchylku od skutečnosti v posledním známém období vyšší než 10 %. V případě Slovenska je patrné, že by bylo vhodnější u daní z příjmů zkusit využít jiných vysvětlujících makroindikátorů, které by lépe popisovaly vývoj daňového příjmu. Je třeba zmínit, že nejvyšší odchylky jsou u modelů odhadnutých pouze regresní analýzou stacionarizovaných časových řad, kdy není možné popsat dlouhodobé vztahy. Celkově ale lze říci, že většina modelů je relativně přesná (relativní odchylky jsou menší než 10 %) i přes problémy spojené s relativně menším počtem pozorování. Tudíž modely identifikují vztahy mezi daňovými příjmy a vybranými makroindikátory, čímž je splněn hlavní cíl práce.

Díky zvolené metodice je možné částečně porovnávat i státy, u kterých nebyl prokázán dlouhodobý vztah, protože modely ADL-ECM popisují i krátkodobé vztahy, a tudíž je možné je porovnat s regresní analýzou diferencovaných proměnných.

Následující výsledky lze interpretovat takto: o kolik se v průměru zvýší, respektive sníží daňový příjem, když se vysvětlující proměnná zvýší o jednotku (v tomto případě o 1 mld. USD u makroindikátorů a o procentní bod u míry nezaměstnanosti). Odhad zatížení indikuje sílu závislosti na zpožděné proměnné.

6.2 Výsledky celkových daňových příjmů

V případě modelů celkových daňových příjmů bylo nutno přejít pouze k modelu s jednou vysvětlující proměnnou (GDP), protože možný vztah mezi GDP a UR mohl díky platnosti Okunova zákona vést ke zkreslení kvůli multikolinearitě. Pouze pro dva státy se podařilo najít dlouhodobý vztah mezi zvolenou vysvětlující proměnnou a daňovým příjmem. Ostatní modely jsou odhadnuty pomocí regresní analýzy diferencovaných proměnných. Výsledky jsou následující:

Tabulka 80: Výsledek komparace modelů celkových daňových příjmů (TOTAL)

Stát	krátkodobý vztah s GDP	dlouhodobý vztah s GDP	koeficient zatížení
CZ	0,3640	0,3943	-1,0000
D	0,3445*	x	x
P	0,3914	0,3079	-0,2818
SVK	0,2911*	x	x

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Pozn.: * označuje výsledky získané pouze regresní analýzou diferencovaných časových řad

Krátkodobý vztah celkových daňových příjmů na vývoji GDP je relativně obdobný ve všech sledovaných státech s tím, že nejvíce vývoj ekonomiky ovlivňuje polské daňové příjmy a nejméně slovenské. Rozdíl sledovaných vztahů je relativně malý a ukazuje, že v krátkém období jsou daňové příjmy obdobně ovlivňovány změnou GDP. Pro vysvětlení nižšího odhadnutého koeficientu u Slovenska je třeba zmínit, že model celkových daňových příjmů je „nejobecnější“, protože v rámci zaměření a omezení práce zkoumané problematiky nebyly testovány ostatní daně. Obecně lze tvrdit, že krátkodobý vztah by měl být největší u daní placených v průběhu roku či v podobě případné zálohy na dani (konkrétně VAT a CIT), které mohou reagovat na ekonomické výkyvy lépe než osobní důchodová daň.

V případě Polska lze vysvětlit nejsilnější krátkodobý efekt ze všech sledovaných zemí specificky velkým zastoupením zemědělství v ekonomice, kdy jak hrubý domácí produkt, tak

i daňové příjmy mohou záviset na statickém vlivu daného roku (například klimatické podmínky).

Dlouhodobé vztahy byly nalezeny pouze u České republiky a Polska. Odhadnutý dlouhodobý multiplikátor s hrubým domácím produktem je u obou států podobný. Vývoj českých daňových příjmů více závisí na vývoji ekonomiky v minulém období, což může být způsobeno vyšším zastoupením strojírenského průmyslu než v Polsku, kdy firmy upravují výrobu a investice na základě minulých hospodářských výsledků. V případě Polska lze vyhodnotit, že celkové daňové příjmy jsou více ovlivňovány ekonomickou situací v daném roce než minulým vývojem; zde lze opět zmínit relativně vysoký podíl zastoupení zemědělství, které je závislé na aktuálních klimatických podmínkách.

Ze získaných modelů, lze odvozovat, že daňové systémy jsou obdobně závislé na krátkodobých výkyvech ekonomiky.

V případě hypotézy 1 jsou výsledky České republiky, Polska a Slovenska větší než zvolená hladina rozdílu (0,05), a tudíž nelze přijmout tuto hypotézu, protože v případě Slovenska je odhadnutý vztah mnohem nižší u ostatních států. Taktéž dílčí hypotézu lze zamítnout s obdobného důvodu.

6.3 Výsledky osobní důchodové daně

U modelů osobní důchodové daně bylo jako vysvětlujících proměnných využito konečné osobní spotřeby (PFC) a míry nezaměstnanosti (UR). Z výsledných modelů je možné vypočítat, že u tří států existuje mezi zvolenými proměnnými a daňovým příjmem dlouhodobý vztah. Jediný model, který není odhadnut pomocí ADL-ECM, je slovenský daňový příjem. Slovenský model indikuje, že by bylo vhodnější využít jiné vysvětlující proměnné, ale podmínky modelů toto řešení neumožňovaly.

Výsledek komparace jednotlivých modelů je vyjádřen níže:

Tabulka 81: Výsledek komparace modelů osobní důchodové daně (PIT)

Stát	krátkodobý vztah s PFC	dlouhodobý vztah s PFC	krátkodobý vztah s UR	dlouhodobý vztah s UR	koeficient zatížení
CZ	0,0857	0,0828	x	x	-0,1399
D	0,1627	0,2342	-1311,5000	-1516,0043	-0,2535
P	0,0986	0,0764	x	x	-0,2014
SVK	0,0564*	x	x	x	x

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Pozn.: * označuje výsledky získané pouze regresní analýzou diferencovaných časových řad

Na první pohled je zřejmé, že model pro německý daňový příjem se velmi liší od ostatních modelů. Pouze v tomto případě byla jako statisticky významná vyhodnocena míra nezaměstnanosti a zároveň Německo vykazuje vyšší dlouhodobé multiplikátory i krátkodobý vztah než ostatní sledované státy. Z hlediska významu daně je třeba si uvědomit, že v případě Německa tvoří osobní důchodová daň více než čtvrtinu veškerých daňových příjmů, a oproti ostatním státům má tato daň odlišnou konstrukci⁶. Vzhledem ke specifickému zvyšování marginální daňové sazby i v daňovém pásmu je zřejmé, že tento systém je progresivnější než v ostatních zemích⁷. Tato progresivita více ovlivňuje disponibilní důchod poplatníka, a tím i spotřebu, a proto lze pozorovat relativně vysoké hodnoty multiplikátorů.

V případě multiplikátorů u míry nezaměstnanosti je třeba si uvědomit, že hodnoty míry nezaměstnanosti jsou psány v desetinném tvaru, tudíž zvýší-li se míra nezaměstnanosti o jeden procentní bod, tak krátkodobý vliv na daňové příjmy je pokles o 13,11 mld. USD respektive 15,16 mld. USD v případě dlouhodobého multiplikátoru. Bohužel vliv nezaměstnanosti nelze porovnat s ostatními státy. Ale je pravděpodobné, že i na ostatní daňové příjmy má míra nezaměstnanosti vliv, ale vztah může být zastoupen významem konečné osobní spotřeby.

V případě ostatních států jsou krátkodobé vztahy podobné, kdy nejvyšší krátkodobý vztah je opět v Polsku a nejnižší na Slovensku. V případě Slovenska je opět třeba uvést, že se jedná o odhad regresní analýzou diferencovaných časových řad, která popisuje pouze krátkodobé vztahy. Vzhledem k tomu, že daňové algoritmy jsou relativně obdobné, mohou být rozdíly způsobeny drobným zkreslením podkladových dat, případně by bylo vhodnější využít kombinaci jiných proměnných. Dlouhodobé multiplikátory u České republiky a Polska se chovají obdobně jako u celkových daňových příjmů, kdy Česká republika je více závislá na vývoji konečné osobní spotřeby v minulém období.

V případě osobní důchodové daně, je dokázána hypotéza 1 včetně dílčí hypotézy, ale je třeba si uvědomit, že modely korporátní daně vykazovaly na Slovensku z hlediska testování kvality největší odchylku odhadu od skutečnosti (62 %) a tudíž je zde riziko zkreslení výsledků.

V případě hypotézy 2 je evidentní, že německý model se velmi liší od ostatních, kdy je jednoznačně významná i míra nezaměstnanosti.

⁶ Podrobněji viz kapitola 2

⁷ Podrobněji viz kapitola 2

6.4 Výsledky korporátní daně

Při modelování daňového příjmu korporátní daně byly využity jako vysvětlující proměnné konečná osobní spotřeba a míra nezaměstnanosti. Míra nezaměstnanosti se v žádném modelu neukázala jako statisticky významná. V případě korporátní daně byly odhadnuty dlouhodobé multiplikátory pouze pro Polsko a Německo. Ostatní státy nevykazují dlouhodobý vztah mezi konečnou osobní spotřebou a příjmem korporátní daně. Výsledné modely shrnuje následující tabulka:

Tabulka 82: Výsledek komparace modelů korporátní daně (CIT)

Stát	krátkodobý vztah s PFC	dlouhodobý vztah s PFC	krátkodobý vztah s UR	dlouhodobý vztah s UR	koeficient zatížení
CZ	0,0707*	x	x	x	x
D	0,0261	0,04	x	x	-0,1461
P	0,0487	0,0321	x	x	-0,2779
SVK	0,0593*	x	x	x	x

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor,

Pozn.: * označuje výsledky získané pouze regresní analýzou diferencovaných časových řad

Krátkodobé koeficienty jsou relativně stejné s výjimkou Německa, které vykazuje velmi nízký krátkodobý vztah mezi konečnou osobní spotřebou a příjmem korporátní daně. Vzhledem ke konstrukci daně není překvapivé, že výsledné koeficienty jsou si relativně podobné, protože většina států vykazuje stejný daňový algoritmus. Samotné krátkodobé koeficienty jsou relativně nízké, a tudíž se nabízí otázka, zda je to zapříčiněno malou orientací plátců daně na domácí trh anebo by bylo vhodné použít lepší vysvětlující proměnnou.

O všech bývalých socialistických státech lze tvrdit, že jsou malými otevřenými ekonomikami, a tudíž se zaměřují na export. Případným dalším vysvětlením relativně nízké závislosti může být vliv nadnárodních subjektů, kteří jsou sice plátcí daně v daném státě, ale svým zbožím uspokojují poptávku na zahraničních trzích, a tudíž vztah mezi daňovým příjmem a „domácí“ spotřebou není tak silná.

V případě dlouhodobých multiplikátorů je vidět, že v případě Polska a Německa je jejich vliv totožný, což vzhledem ke globalizaci ekonomik a členství v EU není překvapivé; opět je zde možné předpokládat účast daňových subjektů na zahraničních trzích jako v případě krátkodobých multiplikátorů.

Hypotéza 1 i dílčí hypotéza je dokázána, ale i zde je třeba si uvědomit, že v případě Slovenska model vykazuje nejvyšší odchylku od skutečnosti (chyba 90 %), a proto nelze vyloučit možné zkreslení.

6.5 Výsledky daně z přidané hodnoty

V případě modelů příjmů daně z přidané hodnoty bylo využito jako vysvětlujících proměnných objemu importu a míry nezaměstnanosti, ale pouze objem importu se ukázal jako statisticky významný. Na druhou stranu byly u všech daňových příjmů vytvořeny modely ADL-ECM. Modely dokumentuje následující tabulka:

Tabulka 83: Výsledek komparace modelů daně z přidané hodnoty (VAT)

Stát	krátkodobý vztah s IMP	dlouhodobý vztah s IMP	koeficient zatížení
CZ	0,0670	0,0919	-0,7290
D	0,1222	0,1936	-0,1618
P	0,1548	0,1371	-0,3696
SVK	0,0637	0,0798	-0,1827

Zdroj: Data OECD (2018) + úprava a výpočty autor.

Překvapivé jsou relativně vysoké hodnoty multiplikátorů v případě Německa a Polska, kdy jsou hodnoty oproti ostatním státům dvojnásobné. Vzhledem k daňové harmonizaci a koordinaci v rámci daně z přidané hodnoty nelze tvrdit, že rozdíly jsou způsobeny rozdílným daňovým algoritmem.

Zajímavé taktéž je, že Německo má pozitivní saldo čistého exportu, zatímco Polsko má saldo záporné. V případě Polska lze vysvětlit tento vztah vývozem výrobků s relativně nižší přidanou hodnotou a dovozem výrobků s vyšší přidanou hodnotou. Německo naopak dováží převážně suroviny, případně výrobky s nižší přidanou hodnotou, a vyváží složitější výrobky s vyšší přidanou hodnotou. Opět zde Polsko vykazuje vyšší citlivost daňového příjmu na krátkodobých vlivech, zde je patrně příčinou „sezónnost“ zemědělské produkce.

Druhým možným faktorem je velikost jednotlivých ekonomik, kdy z vybraných států tvoří Německo a Polsko větší ekonomiky oproti České republice a Slovensku. Větší ekonomiky mají větší absolutní hodnotu importu, což z hlediska konstrukce modelů může vést k relativně většímu multiplikátoru, protože veškeré modely byly konstruovány na hodnotách časových řad v absolutních číslech.

Druhým zajímavým zjištěním je skoro identický vztah multiplikátorů mezi Českou republikou a Slovenskem. Vzhledem k podobné struktuře ekonomik a nadstandardním vztahům obchodu

a podnikání mezi danými zeměmi není výsledek překvapivý. Obě ekonomiky se orientují na vývoz hlavně do Německa, případně soutěží na trhu ostatních států V4.

Platnost hypotézy 1, zde není prokázána, protože Polsko má vyšší multiplikátory než ostatní sledované post-socialistické země. Dílčí hypotézu, lze přijmout, protože odhadnuté vztahy splňují podmínku maximálního rozdílu.

Závěr a diskuse

Tato práce se věnovala problematice odhadů daňových příjmů. Tato problematika zasahuje jak do teorie veřejných financí, tak i teorie ekonometrického modelování, kdy z hlediska veřejných financí je klíčové chápání fungování daňového systému a pomocí ekonometrických nástrojů je vytvářen možný budoucí náhled na daňové příjmy. Dále se tato práce zaměřila na mezinárodní komparaci závislosti daňových příjmů mezi vybranými státy pro porovnání vztahů a závislostí ekonomických proměnných a daňových příjmů.

Téma bylo zvoleno proto, že odhady daňových příjmů jsou kriticky důležitým nástrojem rozpočtového procesu a ekonometrické metody umožňují predikci budoucích daňových příjmů. Autor se tomuto tématu věnuje po celou dobu svého doktorského studia.

Hlavním cílem práce byla analýza závislosti daňových příjmů vybraných zemí z hlediska jejich citlivosti na dlouhodobých makroekonomických indikátorech. Dále byl zkoumán vztah jednotlivých daňových multiplikátorů napříč vybranými státy.

Z hlediska splnění cílů práce se podařilo splnit hlavní cíl, tj. konstrukci dynamických modelů daňových příjmů pomocí makroekonomických indikátorů. U některých daní by možná bylo možné zvolit jinou vysvětlující proměnnou (např. peněžní příjmy domácností, objem investic) anebo respektovat pro každý stát jiné proměnné, aby bylo dosaženo lepších výsledků. Výsledky mohly být ovlivněny i tím, že sledované období bylo poměrně variabilní z hlediska všech makroekonomických veličin (vliv ekonomické recese resp. zpomalení 2008-2010). Tato variabilita mohla zkreslovat odhadnuté výsledky.

Při testování hypotéz byla prokázána hypotéza 1 o podobné závislosti českého, polského a slovenského daňového příjmu u přímých daní. Dílčí hypotéza o obdobné závislosti českého a slovenského daňového příjmu byla přijata u daně z přidané hodnoty. Domníváme se, že výsledek je relativně překvapivý, protože v případě daně z přidané hodnoty bylo očekáváno prokázání hypotézy 1. Je možné, že důvodem byl vliv velikosti polské ekonomiky společně s vyšším význámem zemědělství v ekonomickém mixu.

Hypotéza 2 o významném rozdílu modelů německých daňových příjmů byla přijata, protože německý model jako jediný využíval míry nezaměstnanosti jako další vysvětlující proměnné společně s relativně odlišnou hodnotou multiplikátoru oproti ostatním státům.

První část práce se zabývala vymezením problematiky modelování daňových příjmů a popisovala konstrukce modelů či části modelů použité ostatními autory. Dále byl v této části práce vymezen hlavní a dílčí cíl práce.

Druhá část práce se zabývala analýzou daňových příjmů. Vzhledem k rozsahu práce bylo využito pouze několika vybraných daňových příjmů čtyř států. Samotná analýza daňových příjmů (vysvětlovaných proměnných) byla důležitá k vyhodnocení dalšího ekonometrického postupu. V této části bylo rozhodnuto o (ne)využití diskrétní proměnné k započítání vlivu daňové politiky. Dále byla tato část věnována velmi stručnému popisu daňových algoritmů pro lepší vysvětlení specifických strukturálních změn v analyzovaných daňových příjmech.

Třetí část se věnovala vysvětlujícím proměnným. Hodnocení těchto proměnných bylo provedeno pomocí grafické a korelační analýzy. Vzhledem k dílčímu cíli práce a rozsahu jednotlivých analýz byla provedena pokusná korelační analýza. Je ale třeba zmínit, že použitá korelační analýza, která prokázala vysokou míru korelace mezi proměnnými, je spíše doplňkovým indikátorem grafické analýzy, protože přítomnost korelace nezaručuje vzájemnou kauzalitu.

Čtvrtá část se zabývala teoretickým vymezením ekonometrických metod a souvisejících předpokladů společně s popisem konstrukce konkrétních modelů. Hlavním ekonometrickým východiskem práce byla Engle-Grangerova věta, která umožňuje konstrukci jednorovnicových kointegračních modelů. Dále byla tato část práce věnována popisu konstrukce a vyhodnocení jednotlivých předpokladů pro výstavbu lineárních modelů.

Nejdůležitější subkapitolou byla výstavba modelů pro Českou republiku, která sloužila jako bazická hodnota pro tvorbu ostatních modelů. V souvislosti s dílčím cílem práce bylo nutné zajistit, aby odhadnuté multiplikátory byly porovnatelné.

Poslední část byla věnována vyhodnocení modelů z kvalitativního hlediska pomocí analýzy odhadů konstruovaných pro poslední známou hodnotu sledovaného daňového příjmu a komparací multiplikátorů jednotlivých zemí. Samotné modely i přes veškeré kompromisy při jejich konstrukci byly relativně přesné. Pouze u části modelů založených na klasické regresní analýze docházelo ke znatelnému zkreslení, které indikovalo pravděpodobně špatně nastavené vysvětlující proměnné. Většina modelů předpovídala známé hodnoty daňových příjmů s přesností vyšší než 90 %.

6.5.1 Diskusní část

Samotný proces výběru proměnných byl poměrně komplikovaný, kdy různé makroindikátory vybrané autorem, případně získané z literatury, procházely několika úrovněmi testování, zda je možné je používat při splnění podmínek Engle-Grangerovy věty. Pro dodržení platnosti této věty bylo nutno několik kompromisů. Jako první kompromis byly modely konstruovány bez využití samotného hrubého domácího produktu (kromě celkových daňových příjmů, kdy byl hrubý domácí produkt nejlepší vysvětlující proměnnou), ačkoli je poměrně často využíván v relevantní literatuře (například Jenkins et al. (2000), Klazar (2003), Bayer (2011), Clausen (2007), Romer a Romer (2007) a McBride (2012)). Důvodem pro toto omezení byla obava, že by byly získány pouze jednoduché regresní modely z důvodů silné multikolinearity, a proto bylo využito „jen“ komponentů hrubého domácího produktu. Výsledkem ale bylo výrazné omezení počtu makroindikátorů vstupujících do modelů. Určité komponenty hrubého domácího produktu k modelování využívá Bezděk a Stiller (2000), Urrutia et al. (2015) a Velaj a Prendi (2014).

Výhodou zvolené metodiky založené na modelech ADL-ECM bylo nejenom odvození dlouhodobých multiplikátorů, ale i možnost komparace s výsledky odvozeným pomocí regresní analýzy diferencovaných časových řad. Výsledkem této části byly modely pro všechny daňové příjmy a vybrané země. U některých modelů bylo nutno provést dílčí specifické úpravy, aby modely splňovaly podmínky plynoucí z Gauss-Markových předpokladů.

Samotné porovnání výsledků modelů této práce s literaturou bylo velmi obtížné. Přestože z počátku bylo možné při konstrukci modelů vycházet z literatury, v závěrečném porovnání bylo zjištěno, že aby výsledky byly srovnatelné, musely by modely v literatuře a této práci být totožné z hlediska metodiky, zdroje dat a denominované měny. Drobná metodická odchylka může způsobit neekvivalenci výsledků. Lze předpokládat, že alespoň směr působení odvozených vztahů je porovnatelný s ostatními autory.

V případě mezinárodní komparace celkových daňových příjmů, se podařilo zkonstruovat pouze dva dynamické modely pro Českou republiku a Polsko, kdy oba státy vykazovaly relativně obdobnou závislost celkových daňových příjmů na změnách hrubého domácího produktu. V případě Německa a Slovenska byly odhadnuty pouze krátkodobé multiplikátory. Definované hypotézy se nepovedlo prokázat pro celkové daňové příjmy.

U modelů příjmů osobní důchodové daně došlo k několika zajímavým situacím. Německé modely atypicky vykazovaly významnost míry nezaměstnanosti, přičemž u ostatních států byla tato proměnná vyloučena, což je v rozporu s Urrutia et al. (2015). Samotný směr působení míry nezaměstnanosti je v případě německého modelu v souladu s výsledky Urrutia et al. (2015), Gupta (2007) a Clausing (2007). Vysvětlením specifické situace u Německa může být samotná velikost ekonomiky společně s velmi odlišným daňovým algoritmem.

Hypotézu 1 se pro osobní důchodové daně podařilo prokázat s tím, že z výsledků hodnocení modelů je třeba zvážit, zda odchylka u slovenského modelu je přípustná. Hypotézu 2 o velmi výrazném rozdílu německého modelu se zde podařilo prokázat.

Model příjmů korporátní daně opět přinesl nejednoznačné výsledky, protože Česká republika a Slovensko vykazují pouze krátkodobý vztah s konečnou osobní spotřebou. Zajímavým výsledkem je relativní shoda multiplikátorů v případě Polska a Německa. Vztah daňového příjmu k osobní konečné spotřebě může korelovat s velikostí jednotlivých ekonomik, kdy Slovensko jako nejmenší sledovaná ekonomika má citlivost nejnižší a Německo ji má naopak nejvyšší. Výsledek pravděpodobně odráží domácí poptávku po službách a statcích poskytovaných právníky osobami. Ani jednu z variant hypotézy 1 se nepodařilo prokázat pro korporátní daně, protože testování kvality modelu pro Slovensko ukazuje relativně vyšší zkreslení výsledků.

V případě výsledků modelů daně z přidané hodnoty byly výsledky mnohem lepší. U všech sledovaných zemí se podařilo vytvořit obdobné modely, což potvrzuje platnost obecného tvrzení, že nepřímé daně se modelují lépe než ostatní daně. Zvolené modely byly v jistém souladu s Legeida a Sologoub (2003), kteří použili model s hrubým domácím produktem a čistým importem. Taktéž byly částečně podobné výsledkům Bezděka a Stillera (2000) v tom, že determinanty hrubého domácího produktu byly schopny vysvětlovat velmi přesně daňové příjmy. Opět je zde patrný vliv velikosti jednotlivých ekonomik, kdy Německo a Polsko vykazují vyšší hodnoty multiplikátorů než ostatní státy. Z výsledků bylo možno přijmout pro daň z přidané hodnoty pouze dílčí hypotézu 1 o vztahu českého a slovenského daňového příjmu.

6.5.2 Doporučení pro daňovou politiku

Pro stabilitu daňových příjmů by bylo vhodné mít pesimističtější předpoklady o růstu makroindikátorů. Dále by bylo vhodné nemít navázanou většinu daňových příjmů na specifickém segmentu trhu (pro ČR automobilový průmysl), protože v případě strukturální

globální změny může následovat obrovský propad daňových příjmů, vezmeme-li v úvahu, že tento segment ekonomiky ovlivňuje jak konečnou osobní spotřebu, tak i objem importu. Případně se pokusit použít daňové nástroje, které nejsou závislé na změnách makroindikátorů, například daň z hlavy.

Z hlediska anticykličnosti daňového systému vychází z výsledků práce zvýšení podílu daně z přidané hodnoty v daňovém mixu. Objem importu je totiž relativně anticyklický, kdy v případě „lokální“ krize klesá export a z odhadnutých výsledků by se příjem daně z přidané hodnoty měl zvyšovat, a tudíž poskytnout potřebné daňové příjmy. V případě globální ekonomické krize nelze jednoznačně tvrdit, že bude na globálním trhu dostatek statků pro import, ale vliv importu by měl pomoci při překonávání krize i pomalejším ekonomikám, kdy je možné importovat statky od rychleji se zotavujících ekonomik a tím získat vyšší daňový příjem.

Pro lepší a přesnější budoucí odhady příjmů by bylo vhodné zjednodušit poměrně komplikované daňové předpisy, které způsobují relativní obtíže při konstrukci daňových odhadů. Jednodušší systém by umožňoval lépe předvídat možné budoucí změny založené na makroindikátorech.

Pro další výzkum lze doporučit, aby byla věnována pozornost například vzájemné závislosti daní, kdy v této práci jednotlivé daňové příjmy byly brány jako samostatné entity, přičemž je zřejmé, že mezi nimi existuje transmisní mechanismus. Dále by se budoucí výzkum problematiky mohl zaměřit na přesnější odhady makroindikátorů, případně jejich částí (např. pro ČR rozebrat objem importu na jednotlivé segmenty trhu).

Seznam literatury

- [1] ARLT, J. – ARLTOVÁ, M. (2009): *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha : Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
- [2] ARNOLD, J. (2008): *Do Tax Structures Affect Aggregate Economic Growth?: Empirical Evidence from a Panel of OECD Countries*, OECD Economics Department Working Papers, No. 643, OECD Publishing, 2009. Dostupné z <http://dx.doi.org/10.1787/236001777843>
- [3] AUERBACH, A. J. (1999): *On the Performance and Use of Government Revenue Forecasts*. National Tax Journal, 1999, Vol. 52, No. 12, pp. 767–782. Dostupné z <http://escholarship.org/uc/item/8h845262>
- [4] BALL, L. – JALLES, J.T. – LOUNGANI, P. (2015): *Do forecasters believe in Okun's Law? An assessment of unemployment and output forecasts*. International Journal of Forecasting, 31(1), pp.176-184,2015.
- [5] BARRO, R.J. – REDLICK, C.J. (2009): *Macroeconomic effects from government purchases and taxes*, National Bureau of Economic Research, No. w15369, 2009. Dostupné z http://economics.uchicago.edu/pdf/barro_121409.pdf
- [6] BAYER, O. (2011): *Měření a odhadování daňových příjmů*, Diplomová práce. VŠE Praha: Praha, 2011.
- [7] BETZ, G. (2007): *Prediction or prophecy?: The boundaries of economic foreknowledge and their socio-political consequences*. Springer Science & Business Media, 2007.
- [8] BEZDĚK, V. – STILLER, V. (2000): *Modelování hlavních daňových příjmů české rozpočtové soustavy*. Finance a úvěr, 2000, roč. 50, č. 2, s. 66-77.
- [9] BOERO, G. (2018): *Cointegration: The Engle and Granger approach*. [online], Warwick university, (2018), (citováno 6.6. 2016). Dostupné z https://warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/gboero/personal/hand2_cointeg.pdf
- [10] BOETERS, S. – BÖHRINGER, C. – BÜTTNER, T. – KRAUS, M. (2010): *Economic effects of VAT reforms in Germany*. Applied Economics. 2010. Sv. 42, č 17, s. 2165-2182.
- [11] BRETSCHGER, L. (2010): *Taxes, mobile capital, and economic dynamics in a globalizing world*. Journal of Macroeconomics, 2010, roč. 32, č. 2, s. 594-605.
- [12] BRETSCHNEIDER, S. – GORR, W. (1992): *Economic, Organizational, and Political Influences on Biases in Forecasting State Sales Tax Receipts*. International Journal of Forecasting, 1992, roč. 7, č. 4, s. 457–466.
- [13] BUETTNER, T. – KAUDER, B. (2010): *Revenue Forecasting Practices: Differences across Countries and Consequences for Forecasting Performance**. Fiscal Studies, 2010, roč. 31, č. 3, s. 313-340. Dostupné z http://www.sbs.ox.ac.uk/centres/tax/symposia/Documents/2010/Buettner%20Revenue_Forecasting_April_2010.pdf
- [14] CLAUSING K. A. (2007): *Corporate Tax Revenues in OECD Countries*. International Tax and Public Finance, 14(2), 2007.
- [15] CLEMENTS, M. P. – HENDRY, D. F. (1995): *Macro-economic forecasting and modelling*. The Economic Journal, 1995, roč. 105, č. 431, s. 1001-1013.

- [16] CREEDY, J. – GEMMELL, N. (2006): *Modelling tax revenue growth*. Edward Elgar Publishing, 2006. Dostupné z books.google.cz/books?isbn=1845427033
- [17] DANNINGER, S. – KYOBE, A. – CANGIANO, M. (2005): *The Political Economy of Revenue-Forecasting Experience from Low-Income Countries*. [on-line], Washington, D.C., IMF Working paper 24, 2005, (cit. 28.4.2018). Dostupné z <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2005/wp0502.pdf>.
- [18] DANNINGER, S. – KYOBE, A., (2005) *Revenue Forecasting – How is it done? Results from a Survey of Low-Income Countries*. [on-line], Washington, D.C., IMF Working paper 24, 2005, (cit. 28.4.2018). Dostupné z <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2005/wp0524.pdf>.
- [19] DANNINGER, S. (2005): *Revenue Forecasts as Performance Targets*. [on-line], Washington, D.C., IMF Working paper 14, 2005, (cit. 28.4.2018). Dostupné z <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2005/wp0514.pdf>
- [20] DEVEREUX, M.P. (2006): *Developments in the Taxation of Corporate Profit in the OECD since 1965: Rates, Bases and Revenues*. University of Warwick, 2006.
- [21] DOERRENBURG, P. – PEICHL, A. (2013): *Progressive taxation and tax morale*. Public Choice, 2013, roč. 155, č. 3-4, s. 293-316. Dostupné z <http://link.springer.com/article/10.1007/s11127-011-9848-1>
- [22] DOORNIK, J. A. – HENDRY, D. F. (2018): *PcGive Help*. [on-line], (cit. 5.2.2018). Dostupné z <https://www.doornik.com/pcgive/index.html?content=https://www.doornik.com/pcgive/pcgive.html>
- [23] DOORNIK, J.A. – HENDRY, D.F. (2013): *PcGiveTM 14 Volume III*. London. Timberlake Consultants Press, 2013. (citováno 13.12.2015) Dostupné z : www.uio.no/studier/emner/sv/oekonomi/ECON5101/.../pcgive_vol3.pdf
- [24] DUDKOVÁ, P. (2012): *Účinnost daňové politiky v podmínkách ČR*, Diplomová práce. Univerzita Pardubice: Pardubice, 2012.
- [25] FEENBERG, D. R. – GENTRY, W. – GILROY, D. – ROSEN, H. S. (1989): *Testing the Rationality of State Revenue Forecasts*. Review of Economics and Statistics, 1989, roč. 42, s. 429–440.
- [26] FUEST, C. – PEICHL, A. – SIEGLOCH, S. (2018): *Do Higher Corporate Taxes Reduce Wages? Micro Evidence from Germany*. American Economic Review, 108 (2): 393-418, 2018.
- [27] GUPTA, A. S. (2007): *Determinants of tax revenue efforts in developing countries*. Working Paper 07/184. International Monetary Fund, 2007.
- [28] HINDLS, R. – HRONOVÁ, S. – SEGER, J. – FISCHER, J. (2006): *Statistika pro ekonomy*. 7. vyd. Praha : Professional Publishing, 2006. 415 s. ISBN 80-86419-16-9.
- [29] JAKUB, P. (2011): *Analýza daňové politiky v České republice*, Diplomová práce. Univerzita Pardubice: Pardubice, 2011.
- [30] JANČA, J. (2011) *Projekt komparace daňového systému ČR a Polska*, Diplomová práce. Univerzita Tomáše Bati ve Zlíně: Zlín, 2011.
- [31] JENKINS, G. P. – KUO C.Y. – SHUKLA G. (2000): *Tax Analysis and Revenue Forecasting: Issues and Techniques*. Harvard Institute for International Development,

- Harvard University, 2000. Dostupné z http://jdintl.econ.queensu.ca/publications/qed_dp_169.pdf
- [32] JOHNSON, P. – LAMBERT, P. (1989): *Measuring the Responsiveness of Income Tax Revenue to Income Growth: A Review and Some UK Values*. Fiscal Studies, 1989, roč. 10, č. 4, s. 1–18.
- [33] KARAGÖZ, K. (2013): *Determinants of tax revenue: does sectorial composition matter?* Journal of Finance, Accounting and Management, 4 (2): 50-63, 2013.
- [34] KATRENÍKOVÁ, M. (2008) *Zmeny v daňovej politike slovenskej a českej republiky po roku 1993 a ich dopad na št'atny rozpočet*, Diplomová práce. Masarykova univerzita: Brno, 2008.
- [35] KEENE, M. – THOMSON, P. (2007): *An analysis of tax revenue forecast errors*. New Zealand Treasury Working paper, New Zealand Treasury, 2007, roč. 7, č. 2. Dostupné z <http://treasury.govt.nz/publications/research-policy/wp/2007/07-02/twp07-02-full.pdf>
- [36] KENNEDY, D. – McMILLEN, S. – SIMMONS, L. (2015): *The Economic and Fiscal Impact of Low-Wage Work in Connecticut*. ISSUE BRIEF (2015).
- [37] KENNY, L. W. – WINER, S. L. (2006): *Tax systems in the world: An empirical investigation into the importance of tax bases, administration costs, scale and political regime*. International Tax and Public Finance, 13(2-3), pp.181-215, 2006.
- [38] KLAZAR, S. (2003): *Efektivnost predikcí daňových příjmů v ČR*, Dizertační práce. VŠE Praha: Praha, 2003.
- [39] KOUBOVÁ, H. (2009) *Srovnávací studie daňových soustav ČR a země EU*, Diplomová práce. Masarykova univerzita: Brno, 2009.
- [40] KUBÁTOVÁ, A. – ŘÍHOVÁ, L. (2009): *Regresní analýza faktorů ovlivňujících výnosy korporativní daně v zemích OECD*. Politická ekonomie 4: 451 – 470, 2009.
- [41] KUBÁTOVÁ, K. (2015): *Daňová teorie a politika*. 6. ed., Wolters Kluwer, Praha, 2015. ISBN 978-80-7478-841-3.
- [42] KUDELOVÁ, M. (2010) *Porovnání daňových systémů ČR a SR – zdanění příjmů fyzických osob*, Bakalářská práce. Vysoké učení technické v Brně: Brno, 2010.
- [43] LASTER, D. – BENNETT, P. – GEOUM, I. S. (1999): *Rational Bias in Macroeconomic Forecasts*. The Quarterly Journal of Economics, 1999, roč. 114, č. 1, s. 293–318.
- [44] LEAL, T. – PÉREZ, J. J. – TUJULA, M., – VIDAL, J. P. (2008). *Fiscal Forecasting: Lessons from the Literature and Challenges**. Fiscal Studies, roč. 29, č. 3, s. 347-386.
- [45] LEE, Y. – GORDON, R. H. (2005): *Tax structure and economic growth*. Journal of Public Economics, 2005, roč. 89, č. 5, s. 1027-1043. Dostupné z <http://econ.ucsd.edu/~rogordon/growth.218.doc>
- [46] LEGEIDA, N. – SOLOGOUB, D. (2003): *Modeling value added tax (VAT) revenues in a transition economy: Case of Ukraine*. Institute for economic research and policy consulting working paper 22, 2003, s.1-21. Dostupné z http://www.ier.com.ua/files/publications/WP/2003/WP22_eng.pdf
- [47] McBRIDE, W. (2012): *The Great Recession and Volatility in the Sources of Personal Income*, Tax Foundation Fiscal Fact, 2012, č. 316. Dostupné z <http://taxfoundation.org/article/great-recession-and-volatility-sources-personal-income>.

- [48] MIHÓKOVÁ, L. – ANDREJOVSKÁ, A. – GLOVA, J., – DRÁB, R. (2015). *Factors affecting tax income revenues in the Visegrad countries. An empirical evidence based on regression analysis*. Journal of Applied Economic Sciences, 10(8), 1235-1249, 2015.
- [49] MICHALSKI, G. (2012): *Efficiency of accounts receivable management in Polish institutions*, In: Proceedings of the 9th Int. Sci. Conference European Financial Systems 2012, pp. 148-153, 2012.
- [50] MURA, L. – BULECA, J. – HAJDUOVÁ, Z. – ANDREJKOVIČ, M. (2015): *Quantitative financial analysis of small and medium food enterprises in a developing country*. Transformations in business & economics, 14 (1): 161- 173, 2015.
- [51] NERUDOVA, D. (2014): *Harmonizace daňových systémů zemí Evropské unie*, 4. vydání. Wolters Kluwer, 2014.
- [52] OECD (2018): *Revenue statistics*, [online databáze], OECD, 2018, (citováno 6.3. 2018).
- [53] OECD (2018a): *OECD Explanatory Annex, Part 1: Taxation of wage income*, [online], OECD, 2018, (citováno 6.3. 2018). Dostupné z <https://www.oecd.org/ctp/tax-policy/personal-income-tax-rates-explanatory-annex.pdf>
- [54] OECD (2018b): *OECD Explanatory Annex, Part 2: Taxation of corporate and capital income*, [online], OECD, 2018, (citováno 6.3. 2018). Dostupné z <https://www.oecd.org/ctp/tax-policy/corporate-and-capital-income-tax-explanatory-annex.pdf>
- [55] PALIĆ, I. – DUMIČIĆ, K. – GROFELNIK, B. (2017): *Analysis of Personal Income Taxation Determinants in Croatia in Long Run: Evidence from Cointegration Analysis*, Naše gospodarstvo/Our economy, 63(3), 12-18, 2017.
- [56] PINDYCK, R. S. – RUBINFELD, D. L. (1991): *Econometric Models and Economic Forecasts*. New York, McGraw-Hill, 1991.
- [57] PODHRADSKÁ, A. (2008): *Možnosti predikce vývoje daní*, Bakalářská práce. VŠE Praha: Praha, 2008.
- [58] RAM, R. (1991): *Elasticity of individual income tax in the United States: further evidence from cross-section data*. National Tax Journal, 1991, roč. 44, č. 1, s. 93-99. Dostupné z [http://ntj.tax.org/wwtax%5Cntjrec.nsf/3302DAE258C2545A8525686C00686D67/\\$FILE/v44n1093.pdf](http://ntj.tax.org/wwtax%5Cntjrec.nsf/3302DAE258C2545A8525686C00686D67/$FILE/v44n1093.pdf)
- [59] ROMER, C.D. – ROMER, D.H. (2007): *The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks* (No. w13264). National Bureau of Economic Research, 2007. Dostupné z <http://core.ac.uk/download/files/153/6716271.pdf>
- [60] SVOBODOVÁ, P. (2010) *Srovnávací studie daňových soustav ČR a Německa*, Diplomová práce. Masarykova univerzita: Brno, 2011.
- [61] ŠIROKÝ, J. (2012): *Daně v Evropské unii*. 5. vydání. Praha: Linde, 2012. 400 s. ISBN 978-80-7201-881-9
- [62] ŠPALEK, J. – MORAVANSKÝ, D. (2005): *Evaluaace daňových predikcí v ČR*. Finance a úvěr, Ministerstvo financí ČR, Praha, 2005. s. 162-187. ISSN 0015-1920.
- [63] ŠVECOVÁ, L. (2011) *Srovnávací studie daňových soustav ČR a Polska*, Diplomová práce. Masarykova univerzita: Brno, 2011.

- [64] URRUTIA J. – MERCADO J. – QUITE J.A. (2015): *Mathematical Model for Estimating Income Tax Revenues in the Philippines through Regression Analysis Using Matrices*, European academic research, 2015, roč. 3, č. 2, ISSN 2286-4822 Dostupné z <http://euacademic.org/UploadArticle/1677.pdf>
- [65] VANČUROVÁ, A. – LÁCHOVÁ, L. (2016) *Daňový systém ČR 2016*, 1. VOX a.s.: Praha, 2016.
- [66] VELAJ, E. – PRENDI, L. (2014): *Tax revenue-The determinant factors-the case of Albania*. European Scientific Journal, ESJ, 10(10), 2014.
- [67] WOOLDRIDGE, J. (2015): *Introductory econometrics: A modern approach*. Nelson Education, 2015.
- [68] WW+KN (2018): *SOLIDARITY SURCHARGE (SOLIDARITAETSZUSCHLAG)* [online], WW+KN, 2018, (citováno 6.3. 2018). Dostupné z: <https://wwkn.de/en/about-german-taxes/solidarity-surcharge-solidaritaetszuschlag/>
- [69] ZELLNER, A. (1986): *Biased Predictors. Rationality and the Evaluation of Forecasts*. Economic Letters, 1986, roč. 21, č. 1, s. 45–48.
- [70] ZÍDKOVÁ, H. (2014): *Analýza mezery DPH*. VŠE v Praze, Praha, 2014.

Seznam tabulek

Tabulka 1: Vývoj základních parametrů osobní důchodové daně v České republice pro jednoho bezdětného poplatníka v CZK	22
Tabulka 2: Vývoj sazeb korporátní daně v České republice.....	23
Tabulka 3: Přehled sazeb daně z přidané hodnoty v České republice.....	25
Tabulka 4: Vývoj celkových daňových příjmů v Německu v mld. USD.....	26
Tabulka 5: Zjednodušený daňový mix Německa	27
Tabulka 6: Schéma výpočtu německé osobní důchodové daně v roce 2015 (v EUR).....	29
Tabulka 7: Vývoj základních parametrů osobní důchodové daně v Německu pro jednoho bezdětného poplatníka v EUR.....	30
Tabulka 8: Příjem německé korporátní daně v mld. USD.....	31
Tabulka 9: Německé sazby daně z příjmu právnických osob.....	31
Tabulka 10: Vývoj sazeb daně z přidané hodnoty v Německu.....	33
Tabulka 11: Vývoj základních parametrů osobní důchodové daně v Polsku pro jednoho bezdětného poplatníka v PZL	37
Tabulka 12: Vývoj sazeb korporátní daně v Polsku	38
Tabulka 13: Vývoj polských sazeb daně z přidané hodnoty	40
Tabulka 14: Vývoj základních parametrů osobní důchodové daně na Slovensku pro jednoho bezdětného poplatníka v EUR.....	45
Tabulka 15: Vývoj sazeb korporátní daně na Slovensku.....	47
Tabulka 16: Přehled sazeb daně z přidané hodnoty na Slovensku.....	48
Tabulka 17: Počet zaměstnaných v mil.	59
Tabulka 18: Shrnutí literatury a směru působení jednotlivých ukazatelů	68
Tabulka 19: Stručné výsledky ADF testu pro Českou republiku (upravený výstup programu PcGive)	80
Tabulka 20: Korelační matice proměnných pro Českou republiku.....	82
Tabulka 21: Přehled zkratk	82
Tabulka 22: Model CZ_TOTAL (upravený výstup programu PcGive).....	84
Tabulka 23: ADF test reziduí modelu CZ_TOTAL (upravený výstup programu PcGive).....	84
Tabulka 24: Model ADL pro CZ_TOTAL (upravený výstup programu PcGive).....	85
Tabulka 25: Model CZ_PIT (upravený výstup programu PcGive).....	86
Tabulka 26: ADF test reziduí modelu CZ_PIT (upravený výstup programu PcGive).....	86
Tabulka 27: Model ADL (1,1) pro CZ_PIT.....	87

Tabulka 28: Model CZ_CIT (upravený výstup programu PcGive)	88
Tabulka 29: ADF test reziduí modelu CZ_CIT(upravený výstup programu PcGive)	88
Tabulka 30: Regresní model diferencovaných proměnných pro CZ_CIT (upravený výstup programu PcGive)	89
Tabulka 31: Upravený regresní model diferencovaných proměnných pro CZ_CIT (upravený výstup programu PcGive)	90
Tabulka 32: Model CZ_VAT (upravený výstup programu PcGive)	91
Tabulka 33: ADF test reziduí modelu CZ_VAT (upravený výstup programu PcGive)	91
Tabulka 34: Model ADL pro CZ_VAT (upravený výstup programu PcGive).....	92
Tabulka 35: Stručné výsledky ADF testu pro Německo	93
Tabulka 36: Korelační matice proměnných pro Německo	94
Tabulka 37: Model D_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)	95
Tabulka 38: ADF test reziduí modelu D_TOTAL (upravený výstup programu PcGive).....	95
Tabulka 39: Regrese stacionarizovaných řad pro D_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)	96
Tabulka 40: Model D_PIT (upravený výstup programu PcGive).....	96
Tabulka 41: ADF model reziduí modelu D_PIT (upravený výstup programu PcGive)	97
Tabulka 42: Model ADL pro D_PIT (upravený výstup programu PcGive).....	97
Tabulka 43: Upravený model ADL pro D_PIT (upravený výstup programu PcGive)	98
Tabulka 44: Model statické regrese D_CIT (upravený výstup programu PcGive).....	99
Tabulka 45: ADF test reziduí pro D_CIT (upravený výstup programu PcGive).....	99
Tabulka 46: Model ADL pro D_CIT (upravený výstup programu PcGive)	100
Tabulka 47: Model statické regrese pro D_VAT (upravený výstup programu PcGive).....	101
Tabulka 48: ADF test reziduí pro D_VAT (upravený výstup programu PcGive).....	101
Tabulka 49: Model ADL pro D_VAT (upravený výstup programu PcGive).....	102
Tabulka 50: Stručné výsledky ADF testu pro Polsko (upravený výstup programu PcGive) .	103
Tabulka 51: Korelační matice proměnných pro Polsko	104
Tabulka 52: Model P_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)	105
Tabulka 53: ADF test reziduí modelu P_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)	105
Tabulka 54: Model ADL pro P_TOTAL (upravený výstup programu PcGive).....	106
Tabulka 55: Model P_PIT (upravený výstup programu PcGive)	107
Tabulka 56: ADF test reziduí modelu P_PIT (upravený výstup programu PcGive)	107
Tabulka 57: Model ADL pro P_PIT (upravený výstup programu PcGive)	108
Tabulka 58: Model P_CIT (upravený výstup programu PcGive)	109

Tabulka 59: ADF test reziduí modelu P_CIT (upravený výstup programu PcGive).....	109
Tabulka 60: Model ADL pro P_CIT (upravený výstup programu PcGive)	110
Tabulka 61: Model P_VAT (upravený výstup programu PcGive)	111
Tabulka 62: ADF test reziduí modelu P_VAT (upravený výstup programu PcGive)	111
Tabulka 63: Model ADL pro P_VAT (upravený výstup programu PcGive)	112
Tabulka 64: Stručné výsledky ADF testu pro Slovensko (upravený výstup programu PcGive)	113
Tabulka 65: Korelační matice proměnných pro Slovensko.....	114
Tabulka 66: Model SVK_TOTAL (upravený výstup programu PcGive).....	115
Tabulka 67: ADF test reziduí pro SVK_TOTAL (upravený výstup programu PcGive)	115
Tabulka 68: Regresní model pro SVK_TOTAL (upravený výstup programu PcGive).....	116
Tabulka 69: Výsledky modelu SVK_PIT (upravený výstup programu PcGive).....	116
Tabulka 70: ADF test reziduí modelu SVK_PIT (upravený výstup programu PcGive).....	117
Tabulka 71: Výsledky regresní analýzy stacionarizovaných časových řad modelu SVK_PIT (upravený výstup programu PcGive).....	117
Tabulka 72: Regresní model pro SVK_PIT rozšířený o specifickou dummy proměnnou (upravený výstup programu PcGive).....	118
Tabulka 73: Model pro SVK_CIT (upravený výstup programu PcGive)	119
Tabulka 74: ADF test reziduí modelu SVK_CIT (upravený výstup programu PcGive)	119
Tabulka 75: Regresní analýza pro SVK_CIT (upravený výstup programu PcGive).....	120
Tabulka 76: Model pro SVK_VAT (upravený výstup programu PcGive).....	121
Tabulka 77: ADF test reziduí pro SVK_VAT (upravený výstup programu PcGive).....	121
Tabulka 78: Model ADL pro SVK_VAT (upravený výstup programu PcGive).....	122
Tabulka 79: Vyhodnocení modelů z hlediska jejich přesnosti	123
Tabulka 81: Výsledek komparace modelů celkových daňových příjmů (TOTAL).....	124
Tabulka 82: Výsledek komparace modelů osobní důchodové daně (PIT)	125
Tabulka 83: Výsledek komparace modelů korporátní daně (CIT).....	127
Tabulka 84: Výsledek komparace modelů daně z přidané hodnoty (VAT)	128

Seznam grafů

Graf 1: Vývoj celkových daňových příjmů v České republice v mld. USD	18
Graf 2: Zjednodušený daňový mix pro Českou republiku.....	19
Graf 3: Vývoj příjmů osobní důchodové daně v České republice v mld. USD	20
Graf 4: Vývoj příjmů korporátní daně pro Českou republiku v mld. USD	23
Graf 5: Vývoj příjmu daně z přidané hodnoty v České republice v mld. USD	24
Graf 6: Vývoj příjmů německé osobní důchodové daně v mld. USD.....	28
Graf 7: Vývoj příjmů daně z přidané hodnoty v Německu v mld. USD	32
Graf 8: Vývoj celkových daňových příjmů v Polsku v mld. USD.....	34
Graf 9: Zjednodušený daňový mix Polska.....	35
Graf 10: Vývoj příjmů osobní důchodové daně v Polsku v mld. USD	36
Graf 11: Vývoj příjmů korporátní daně v Polsku v mld. USD	38
Graf 12: Příjem polské daně z přidané hodnoty v mld. USD	39
Graf 13: Vývoj celkových daňových příjmů na Slovensku v mld. USD	41
Graf 14: Slovenský daňový mix.....	42
Graf 15: Vývoj příjmů osobní důchodové daně na Slovensku v mld. USD.....	43
Graf 16: Vývoj příjmu korporátní daně na Slovensku v mld. USD	46
Graf 17: Vývoj příjmu daně z přidané hodnoty na Slovensku v mld. USD	47
Graf 18: Vývoj nominálního hrubého domácího produktu (GDP) ve vybraných zemích v mld. USD	51
Graf 19: Osobní konečná spotřeba v mld. USD.....	53
Graf 20: Konečná vládní spotřeba v mld. USD	54
Graf 21: Objem exportu v mld. USD	56
Graf 22: Objem importu v mld. USD	57
Graf 23: Podíl počtu OSVČ na celkové zaměstnanosti v %.....	61
Graf 24: Vývoj míry nezaměstnanosti v %.....	62
Graf 25: Výše průměrné roční mzdy v USD	64
Graf 26: Míra inflace v %	65
Graf 27: Cena ropy brent barel/USD	66

Seznam zkratek

AW	průměrná mzda
CIT	korporátní daň
CPI	inflace
CZ	Česká republika
D	Německo
EXP	objem exportu
GDP	hrubý domácí produkt
GFC	konečná vládní spotřeba
GM	Gauss-Mark
IMP	objem importu
OIL	cena ropy
OSVČ	osoba samostatně výdělečně činná
P	Polsko
PFC	konečná osobní spotřeba
PIT	osobní důchodová daň
ROSE	podíl osob samostatně výdělečně činných
SE	počet osob samostatně výdělečně činných
SVK	Slovensko
TE	celková zaměstnanost
TOTAL	celkový daňový příjem
UR	míra nezaměstnanosti
VAT	daň z přidané hodnoty

Přílohy

Příloha 1: Příloha k ADF testu pro Českou republiku

CZ_TOTAL: ADF tests (T=18, Constant; 5%=-3.04 1%=-3.86)							
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.121	0.91315	6.971	-0.1675	0.8694	4.077	
1	-1.212	0.91077	6.741	0.565	0.5804	3.967	0.8694
0	-1.181	0.91539	6.596			3.877	0.8509
CZ_PIT: ADF tests (T=18, Constant; 5%=-3.04 1%=-3.86)							
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.17	0.9044	0.712	-0.5625	0.5827	-0.4863	
1	-1.317	0.89647	0.6956	0.715	0.4856	-0.5751	0.5827
0	-1.262	0.90292	0.6849			-0.6527	0.6764
CZ_CIT: ADF tests (T=18, Constant; 5%=-3.04 1%=-3.86)							
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.226	0.88261	0.9406	-0.4843	0.6356	0.07066	-
1	-1.411	0.87193	0.9163	0.9456	0.3593	0.02383	0.6356
0	-1.318	0.88149	0.9133			0.07703	0.5935
CZ_VAT: ADF tests (T=18, Constant; 5%=-3.04 1%=-3.86)							
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.8252	0.93759	1.462	-0.3999	0.6953	0.9533	
1	-0.9734	0.93048	1.421	0.06737	0.9472	0.8535	0.6953
0	-1.009	0.93135	1.376			0.7427	0.9216
CZ_GDP: ADF tests (T=18, Constant; 5%=-3.04 1%=-3.86)							
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.189	0.91251	19.91	0.1201	0.9061	6.176	
1	-1.226	0.91395	19.25	0.6697	0.5132	6.066	0.9061
0	-1.179	0.91916	18.91			5.984	0.8078
CZ_PFC: ADF tests (T=18, Constant; 5%=-3.04 1%=-3.86)							
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.32	0.88877	9.208	0.5454	0.5941	4.633	
1	-1.264	0.89838	8.99	0.943	0.3606	4.543	0.5941
0	-1.139	0.9097	8.959			4.49	0.5768
CZ_GFC: ADF tests (T=18, Constant; 5%=-3.04 1%=-3.86)							
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.435	0.8751	3.527	0.6799	0.5077	2.714	

1	-1.333	0.8895	3.463	1.143	0.2711	2.635	0.5077
0	-1.161	0.90399	3.496			2.608	0.4442
CZ_EXP:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.5589	0.96086	15.3	-0.6153	0.5482	5.649	
1	-0.7519	0.95008	14.98	0.03682	0.9711	5.564	0.5482
0	-0.7891	0.95065	14.5			5.453	0.8291
CZ_IMP:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.5623	0.95767	15.18	-0.739	0.4721	5.634	
1	-0.7632	0.94492	14.95	-0.1199	0.9061	5.561	0.4721
0	-0.836	0.94301	14.49			5.451	0.7599
CZ_TE:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.8877	0.87822	0.05043	-0.6174	0.5469	-5.781	
1	-1.399	0.83648	0.04938	3.029	0.0085	-5.865	0.5469
0	-0.348	0.95277	0.06069			-5.499	0.0294
CZ_SE:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-3.460*	0.70249	0.01866	-2.01	0.0642	-7.77	
1	-3.245*	0.69433	0.02046	1.071	0.3013	-7.628	0.0642
0	-3.396*	0.68131	0.02055			-7.665	0.1013
CZ_ROSE:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-3.539*	0.62967	0.004511	-1.267	0.2257	-10.61	
1	-3.754*	0.60583	0.004602	1.999	0.064	-10.61	0.2257
0	-3.632*	0.58634	0.005014			-10.49	0.0895
CZ_UR:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-2.476	0.4857	0.008659	-0.548	0.5923	-9.305	
1	-3.403*	0.4232	0.008455	3.047	0.0081	-9.395	0.5923
0	-2.163	0.56591	0.01042			-9.024	0.0295
CZ_CPI:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-2.015	0.51448	0.02401	-1.083	0.2971	-7.266	
1	-2.351	0.44855	0.02415	-0.7661	0.4555	-7.296	0.2971

0	-3.066*	0.36725	0.02383			-7.369	0.4353
CZ_AW:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.857	0.94944	184.2	-1.802	0.0932	10.62	
1	-1.414	0.95962	197.5	2.673	0.0174	10.72	0.0932
0	-1.645	0.94565	232.3			11	0.0152
OIL:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.237	0.81787	19.66	-0.1041	0.9186	6.15	
1	-1.375	0.81331	19	0.1529	0.8805	6.04	0.9186
0	-1.424	0.81842	18.41			5.93	0.9838
DCZ_TOTAL:	ADF	tests	(T=17;	5%=-1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.082	0.61532	6.684	-2.023	0.0626	3.958	
1	-2.273*	0.24179	7.341	-0.06189	0.9515	4.097	0.0626
0	-3.079**	0.22875	7.108			3.98	0.1659
DCZ_PIT:	ADF	tests	(T=17;	5%=-1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.308	0.51014	0.7124	-1.66	0.1192	-0.5193	
1	-2.535*	0.1654	0.753	0.3751	0.7129	-0.4574	0.1192
0	-3.031**	0.24269	0.7325			-0.5657	0.2665
DCZ_CIT:	ADF	tests	(T=17;	5%=-1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.713	0.33586	0.9916	-0.8521	0.4085	0.142	
1	-2.705*	0.14712	0.9825	0.5935	0.5617	0.07488	0.4085
0	-3.010**	0.26047	0.9624			-0.01955	0.5966
DCZ_VAT:	ADF	tests	(T=17;	5%=-1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.992	0.65103	1.342	-2.53	0.024	0.7471	
1	-2.295*	0.19275	1.565	-0.1367	0.8931	1.006	0.024
0	-3.240**	0.16148	1.516			0.8896	0.071
DCZ_GDP:	ADF	tests	(T=17;	5%=-1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.9802	0.67335	18.76	-2.138	0.0506	6.022	
1	-2.069*	0.32846	20.87	-0.3058	0.764	6.187	0.0506
0	-2.925**	0.26812	20.27			6.076	0.1325

DCZ_PFC:	ADF	tests	(T=17;	5%=-1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adjf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.9068	0.68162	8.728	-1.984	0.0672	4.492	
1	-1.948	0.34517	9.544	-0.4552	0.6555	4.622	0.0672
0	-2.925**	0.2499	9.305			4.518	0.1604
DCZ_GFC:	ADF	tests	(T=17;	5%=-1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adjf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.9911	0.64515	3.476	-1.663	0.1185	2.651	
1	-1.868	0.37186	3.675	-0.4538	0.6565	2.713	0.1185
0	-2.790**	0.27812	3.583			2.609	0.2573
DCZ_EXP:	ADF	tests	(T=17;	5%=-1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adjf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.038	0.65385	14.55	-2.412	0.0302	5.514	
1	-2.305*	0.24161	16.73	-0.07018	0.945	5.744	0.0302
0	-3.055**	0.22756	16.2			5.627	0.0876
DCZ_IMP:	ADF	tests	(T=17;	5%=-1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adjf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.138	0.58613	14.71	-2.275	0.0391	5.536	
1	-2.519*	0.13316	16.63	0.05945	0.9534	5.733	0.0391
0	-3.345**	0.14632	16.11			5.616	0.1103
DCZ_TE:	ADF	tests	(T=17;	5%=-1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adjf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-2.151*	0.34746	0.05087	0.3634	0.7217	-5.798	
1	-2.467*	0.41224	0.04937	1.134	0.2744	-5.907	0.7217
0	-2.172*	0.54328	0.04981			-5.942	0.5263
DCZ_SE:	ADF	tests	(T=17;	5%=-1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adjf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-2.099*	0.38107	0.02084	-1.424	0.1764	-7.583	
1	-3.788**	0.11248	0.02154	1.71	0.1078	-7.566	0.1764
0	-3.236**	0.34151	0.0228			-7.505	0.1115
DCZ_ROSE:	ADF	tests	(T=17;	5%=-1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adjf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.879	0.47633	0.004948	-1.502	0.1552	-10.46	
1	-3.508**	0.21147	0.005151	1.65	0.1198	-10.43	0.1552
0	-2.955**	0.41195	0.005421			-10.38	0.1093
DCZ_UR:	ADF	tests	(T=17;	5%=-1.96	1%=-2.72)		

D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-2.593*	0.083478	0.009922	-0.07683	0.9398	-9.067	
1	-3.722**	0.065082	0.009587	1.93	0.0727	-9.184	0.9398
0	-2.947**	0.33772	0.01037			-9.08	0.211
DCZ_CPI: ADF tests (T=17; 5%=-1.96 1%=-2.72)							
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-2.973**	-0.90339	0.02832	0.2913	0.7751	-6.97	
1	-4.351**	-0.76207	0.02744	1.155	0.266	-7.081	0.7751
0	-6.027**	-0.3734	0.02773			-7.114	0.5278
DCZ_AW: ADF tests (T=17; 5%=-1.96 1%=-2.72)							
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.753	0.89468	192.5	-2.561	0.0226	10.68	
1	-1.095	0.8242	225.3	0.1548	0.879	10.95	0.0226
0	-1.141	0.83242	218.4			10.83	0.0672
DOIL: ADF tests (T=17; 5%=-1.96 1%=-2.72)							
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.392	0.083587	20.7	-0.4731	0.6435	6.219	
1	-2.325*	-0.12155	20.15	0.2715	0.7897	6.117	0.6435
0	-3.306**	-0.02332	19.56			6.004	0.8647

Zdroj: Data OECD (2018) + úpravy a výpočty autor.

Příloha 2: Příloha k ADF testu pro Německo

5%=-							
D_TOTAL:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	3.02	1%=-3.81)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.4015	0.96097	95.32	-1.152	0.2661	9.291	
1	-0.7868	0.92651	96.24	0.5245	0.6067	9.271	0.2661
0	-0.6671	0.94215	94.28	9.187	0.4648		
5%=-							
D_PIT:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	3.02	1%=-3.81)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.1154	0.98614	29.53	-1.334	0.2009	6.948	
1	-0.6743	0.92377	30.2	0.2955	0.7712	6.953	0.2009
0	-0.6232	0.93679	29.43	6.858	0.4128		
5%=-							
D_CIT:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	3.02	1%=-3.81)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.264	0.81066	10.52	-0.8998	0.3816	4.884	
1	-1.77	0.75756	10.46	1.116	0.28	4.833	0.3816
0	-1.497	0.80288	10.54	4.804	0.3828		

D_VAT:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	5%=-	1%=-3.81)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-0.5326	0.95125	19.64	-0.9991	0.3326	6.132
	1	-0.8506	0.92534	19.64	0.7183	0.4824	6.092
	0	-0.6791	0.94376	19.37	6.022	0.4851	0.3326
D_GDP:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	5%=-	1%=-3.81)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-0.5338	0.94699	269.2	-1.143	0.2697	11.37
	1	-0.8779	0.91548	271.6	0.5166	0.6121	11.35
	0	-0.779	0.92954	266	11.26	0.4709	0.2697
D_PFC:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	5%=-	1%=-3.81)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-1.032	0.86668	140.8	-0.6922	0.4987	10.07
	1	-1.342	0.83817	138.6	0.9863	0.3378	10
	0	-1.116	0.87069	138.5	9.957	0.506	0.4987
D_GFC:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	5%=-	1%=-3.81)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-0.9101	0.89489	47.07	-0.7505	0.4638	7.88
	1	-1.216	0.86816	46.46	1.011	0.326	7.815
	0	-0.9782	0.89779	46.49	7.773	0.4751	0.4638
D_EXP:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	5%=-	1%=-3.81)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-0.3848	0.97183	141.2	-1.419	0.1751	10.08
	1	-0.7208	0.94724	145.3	-0.0054	0.9958	10.1
	0	-0.7621	0.94715	141.2	9.995	0.3874	0.1751
D_IMP:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	5%=-	1%=-3.81)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-0.4142	0.96648	127.7	-1.307	0.2096	9.876
	1	-0.7417	0.94059	130.4	-0.2691	0.7911	9.878
	0	-0.8467	0.93569	127	9.782	0.4291	0.2096
D_TE:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	5%=-	1%=-3.81)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	0.9562	1.0622	0.2964	-1.829	0.0861	-2.255
	1	0.0252	1.0015	0.3162	2.291	0.035	-2.165
							0.0861

	0	1.386	1.0768	0.3515	-1.996	0.0254		
D_SE:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	5%=-	3.02	1%=-3.81)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.733	0.93456	0.04346	-1.133	0.2739	-6.095	
	1	-1.785	0.93217	0.04382	3.853	0.0013	-6.118	0.2739
	0	-2.022	0.90023	0.05829	-5.59	0.0036		
D_ROSE:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	5%=-	3.02	1%=-3.81)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.678	0.8974	0.001365	-0.6337	0.5352	-13.02	
	1	-1.838	0.89109	0.00134	5.325	0.0001	-13.09	0.5352
	0	-1.263	0.88129	0.002128	-12.21	0.0003		
D_UR:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	5%=-	3.02	1%=-3.81)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-0.4562	0.94919	0.006503	-0.9949	0.3346	-9.894	
	1	-1.159	0.8905	0.006502	2.93	0.0093	-9.934	0.3346
	0	0.06426	1.0066	0.007752	-9.625	0.0235		
D_CPI:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	5%=-	3.02	1%=-3.81)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-3.158*	-0.11629	0.005976	-0.8365	0.4152	-10.06	
	1	-4.064**	-0.25569	0.005923	2.161	0.0453	-10.12	0.4152
	0	-3.188*	0.17693	0.006499	-9.978	0.1019		
D_AW:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	5%=-	3.02	1%=-3.81)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	1.994	1.0997	243.7	-0.5917	0.5623	11.17	
	1	1.957	1.0944	239	2.016	0.0598	11.09	0.5623
	0	2.237	1.1143	258.6	11.21	0.1513		
OIL:	ADF	tests	(T=20,	Constant;	5%=-	3.02	1%=-3.81)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.202	0.84144	18.57	-0.1101	0.9137	6.02	
	1	-1.344	0.83683	18.02	0.1337	0.8952	5.921	0.9137
	0	-1.392	0.84082	17.53	5.822	0.9856		
DD_TOTAL:	ADF	tests	(T=19;	1.96	5%=-	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.675	0.34787	91.25	-1.608	0.1273	9.171	

	1	-3.189**	-0.03208	95.41	1.046	0.31	9.216	0.1273
	0	-3.214**	0.17508	95.66	9.173	0.183		
DD_PIT:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-2.048*	0.17524	27.67	-1.023	0.3217	6.784	
	1	-3.625**	-0.09696	27.7	1.34	0.1978	6.743	0.3217
	0	-3.545**	0.16646	28.31	6.738	0.2698		
DD_CIT:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-2.621*	-0.07963	11.13	-0.06764	0.9469	4.963	
	1	-3.667**	-0.09808	10.8	1.323	0.2032	4.858	0.9469
	0	-3.605**	0.157	11.02	4.85	0.4553		
DD_VAT:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.638	0.37464	18.94	-1.505	0.1518	6.026	
	1	-3.011**	0.036459	19.63	0.9131	0.374	6.054	0.1518
	0	-3.105**	0.21369	19.54	5.996	0.2364		
DD_GDP:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.527	0.42003	245.8	-2.046	0.0576	11.15	
	1	-3.236**	-0.05726	267.9	1.117	0.2796	11.28	0.0576
	0	-3.203**	0.16551	269.7	11.25	0.0885		
DD_PFC:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.657	0.32904	136.3	-1.262	0.225	9.974	
	1	-3.011**	0.017125	138.7	1.097	0.2881	9.964	0.225
	0	-2.923**	0.23131	139.5	9.927	0.2708		
DD_GFC:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.691	0.33206	45.67	-1.246	0.2305	7.787	
	1	-2.987**	0.038258	46.41	1.059	0.3043	7.774	0.2305
	0	-2.913**	0.23879	46.57	7.733	0.2857		
DD_EXP:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	

	2	-1.487	0.44681	141.2	-2.048	0.0574	10.04	
	1	-3.090**	-0.00644	153.8	0.6855	0.5023	10.17	0.0574
	0	-3.501**	0.13638	151.6	10.09	0.1249		
DD_IMP:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.503	0.39383	126.5	-2.042	0.058	9.824	
	1	-3.164**	-0.10556	137.8	0.6189	0.5442	9.95	0.058
	0	-3.801**	0.041201	135.4	9.867	0.1311		
DD_TE:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.458	0.67474	0.3147	-1.044	0.3119	-2.168	
	1	-2.301*	0.55657	0.3155	1.332	0.2006	-2.208	0.3119
	0	-1.874	0.66701	0.3222	-2.214	0.2668		
DD_SE:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.421	0.72245	0.04713	-0.4485	0.6598	-5.966	
	1	-1.88	0.68199	0.04601	1.097	0.2879	-6.058	0.6598
	0	-1.582	0.74914	0.04627	-6.095	0.5235		
DD_ROSE:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-2.036*	0.61205	0.001419	0.8037	0.4333	-12.97	
	1	-1.898	0.68384	0.001404	1.18	0.2541	-13.04	0.4333
	0	-1.555	0.75695	0.001419	-13.06	0.388		
DD_UR:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-2.353*	0.42178	0.006073	-0.2515	0.8046	-10.06	
	1	-3.076**	0.3876	0.005903	1.984	0.0637	-10.17	0.8046
	0	-2.250*	0.57414	0.006366	-10.06	0.1831		
DD_CPI:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-3.891**	-0.80699	0.007161	0.1961	0.847	-9.734	
	1	-5.674**	-0.74021	0.006956	2.705	0.015	-9.837	0.847
	0	-4.719**	-0.12248	0.008084	-9.584	0.056		
DD_AW:	ADF	tests	(T=19;	5%=-	1.96	1%=-2.70)		

D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	0.9623	1.158	201.5	-3.994	0.001	10.76	
1	-0.5704	0.88341	276.3	-0.09902	0.9223	11.34	0.001
0	-0.6547	0.87688	268.6	11.24	0.0039		
5%=-							
DOIL:	ADF	tests	(T=19;	1.96	1%=-2.70)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.5	0.074276	19.43	-0.494	0.628	6.078	
1	-2.483*	-0.12662	18.99	0.3071	0.7625	5.988	0.628
0	-3.495**	-0.02213	18.51	5.888	0.8476		

Zdroj: Data OECD (2018) + úpravy a výpočty autor.

Příloha 3: Příloha k ADF testu pro Polsko

5%=-							
P_TOTAL:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.2333	0.97551	18.49	-0.8762	0.3968	6.037	
1	-0.4658	0.95298	18.33	-0.2987	0.7696	5.976	0.3968
0	-0.5756	0.94546	17.77	5.865	0.6608		
5%=-							
P_PIT:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.4833	0.92554	3.717	-0.3993	0.6962	2.828	
1	-0.6789	0.90462	3.603	0.2527	0.8041	2.722	0.6962
0	-0.6514	0.91641	3.489	2.609	0.8969		
5%=-							
P_CIT:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.9304	0.87042	1.756	-0.8687	0.4007	1.328	
1	-1.293	0.83116	1.74	0.843	0.4134	1.267	0.4007
0	-1.138	0.85698	1.723	1.199	0.5023		
5%=-							
P_VAT:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.509	0.94835	4.602	-0.9701	0.3497	3.255	
1	-0.6757	0.93247	4.593	-0.3704	0.7166	3.208	0.3497
0	-0.7807	0.92558	4.459	3.1	0.5959		
5%=-							
P_GDP:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.1359	0.98881	46.64	-0.7228	0.4826	7.887	
1	-0.3081	0.97568	45.83	-0.4728	0.6436	7.809	0.4826

	0	-0.4342	0.96744	44.63	7.707	0.6983		
P_PFC:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	5%=-	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-0.6031	0.92544	31.1	-0.04204	0.9671	7.077	
	1	-0.6633	0.92401	29.97	-0.2275	0.8233	6.959	0.9671
	0	-0.7798	0.91685	29.01	6.845	0.9754		
P_GFC:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	5%=-	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-0.8783	0.88351	9.518	0.6437	0.5309	4.709	
	1	-0.7408	0.9078	9.317	0.03878	0.9696	4.623	0.5309
	0	-0.7887	0.90919	9.002	4.505	0.8149		
P_EXP:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	5%=-	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	0.8461	1.0614	19.22	-1.15	0.2709	6.114	
	1	0.4692	1.0323	19.44	-0.7404	0.4713	6.094	0.2709
	0	0.2424	1.0155	19.15	6.014	0.4151		
P_IMP:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	5%=-	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	0.1602	1.0146	25.67	-1.38	0.1907	6.693	
	1	-0.1795	0.98364	26.49	-0.8234	0.4241	6.712	0.1907
	0	-0.3866	0.96612	26.2	6.642	0.3023		
P_TE:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	5%=-	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-0.7846	0.9295	0.2366	-0.5078	0.6201	-2.681	
	1	-1.387	0.9024	0.2302	4.275	0.0008	-2.779	0.6201
	0	-0.03942	0.99614	0.3377	-2.061	0.0039		
P_SE:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	5%=-	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-2.763	0.84004	0.0487	-1.114	0.2853	-5.842	
	1	-2.624	0.84792	0.04911	0.1494	0.8834	-5.868	0.2853
	0	-3.199*	0.84368	0.04749	-5.984	0.547		
P_ROSE:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	5%=-	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-0.07976	0.99596	0.004915	-1.182	0.2585	-10.43	

	1	-0.3508	0.98243	0.004984	2.304	0.0371	-10.44	0.2585
	0	-0.2179	0.98763	0.005654	-10.24	0.0638		
P_UR:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	5%=-	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.233	0.86882	0.0143	-0.913	0.3779	-8.292	
	1	-2.25	0.81025	0.01422	4.389	0.0006	-8.348	0.3779
	0	-0.7572	0.90832	0.02117	-7.6	0.0024		
P_CPI:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	5%=-	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-3.355*	0.49931	0.01858	-1.466	0.1664	-7.769	
	1	-2.956	0.62637	0.01933	-0.5403	0.5975	-7.733	0.1664
	0	-2.996	0.64602	0.01887	-7.83	0.3234		
P_AW:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	5%=-	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.289	0.89369	233.8	0.83	0.4215	11.11	
	1	-1.792	0.86619	231.2	-0.3341	0.7433	11.05	0.4215
	0	-1.822	0.87288	224.2	10.94	0.6789		
OIL:	ADF	tests	(T=17,	Constant;	5%=-	3.05	1%=-3.89)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	0.03405	1.0043	15.16	-1.266	0.2277	5.639	
	1	-0.5161	0.93878	15.48	-0.7189	0.484	5.638	0.2277
	0	-0.8103	0.91071	15.23	5.557	0.371		
DP_TOTAL:	ADF	tests	(T=16;	1.96	5%=-	1%=-2.73)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.443	0.35478	19.15	-1.499	0.1579	6.072	
	1	-2.797**	-0.04612	19.98	0.3154	0.7571	6.106	0.1579
	0	-3.719**	0.036431	19.37	5.988	0.339		
DP_PIT:	ADF	tests	(T=16;	1.96	5%=-	1%=-2.73)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.875	0.10479	3.805	-0.5768	0.5739	2.84	
	1	-2.888**	-0.06382	3.713	0.4589	0.6534	2.74	0.5739
	0	-3.663**	0.053358	3.614	2.63	0.77		
DP_CIT:	ADF	tests	(T=16;	1.96	5%=-	1%=-2.73)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	

	2	-1.933	0.13721	1.825	-0.6978	0.4976	1.371	
	1	-3.199**	-0.06525	1.791	1.07	0.3027	1.282	0.4976
	0	-3.275**	0.16586	1.8	1.236	0.4724		
DP_VAT:	ADF	tests	(T=16;	5%=-	1.96	1%=-2.73)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.28	0.45163	4.463	-2.132	0.0527	3.159	
	1	-2.929**	-0.1088	4.996	0.4099	0.6881	3.334	0.0527
	0	-3.849**	0.001202	4.856	3.221	0.1318		
DP_GDP:	ADF	tests	(T=16;	5%=-	1.96	1%=-2.73)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.095	0.5863	46.46	-2.187	0.0476	7.845	
	1	-2.346*	0.15063	52.37	-0.2	0.8444	8.033	0.0476
	0	-3.488**	0.10159	50.66	7.911	0.128		
DP_PFC:	ADF	tests	(T=16;	5%=-	1.96	1%=-2.73)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.421	0.36333	30.19	-1.594	0.135	6.983	
	1	-2.721*	-0.04905	31.81	-0.00783	0.9939	7.036	0.135
	0	-4.069**	-0.05122	30.73	6.911	0.3134		
DP_GFC:	ADF	tests	(T=16;	5%=-	1.96	1%=-2.73)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.514	0.36565	9.369	-1.392	0.1872	4.642	
	1	-2.447*	0.078356	9.678	-0.4238	0.6781	4.656	0.1872
	0	-3.997**	-0.03457	9.41	4.544	0.373		
DP_EXP:	ADF	tests	(T=16;	5%=-	1.96	1%=-2.73)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-0.8599	0.69848	21.04	-2.178	0.0484	6.26	
	1	-1.948	0.32766	23.69	-0.4771	0.6407	6.446	0.0484
	0	-3.051**	0.22065	23.07	6.337	0.1191		
DP_IMP:	ADF	tests	(T=16;	5%=-	1.96	1%=-2.73)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.421	0.35782	28.82	-1.564	0.1417	6.889	
	1	-2.756**	-0.05786	30.27	0.1944	0.8487	6.937	0.1417
	0	-3.852**	-0.00477	29.28	6.815	0.3202		
DP_TE:	ADF	tests	(T=16;	5%=-	1.96	1%=-2.73)		

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.708	0.62211	0.2436	0.3217	0.7528	-2.657	
1	-1.803	0.65342	0.2357	1.158	0.2662	-2.774	0.7528
0	-1.48	0.72966	0.2383	-2.808	0.524		
5%=-							
DP_SE:	ADF	tests	(T=16;	1.96	1%=-2.73)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.227	0.72917	0.05646	-1.921	0.0769	-5.581	
1	-2.132*	0.54006	0.06165	-0.4409	0.666	-5.456	0.0769
0	-2.554*	0.50395	0.05997	-5.567	0.1802		
5%=-							
DP_ROSE:	ADF	tests	(T=16;	1.96	1%=-2.73)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.906	0.5709	0.005277	-0.03039	0.9762	-10.32	
1	-2.247*	0.56774	0.005085	0.4398	0.6668	-10.45	0.9762
0	-2.277*	0.59243	0.004946	-10.56	0.9143		
5%=-							
DP_UR:	ADF	tests	(T=16;	1.96	1%=-2.73)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-2.060*	0.50897	0.01516	0.1151	0.9101	-8.211	
1	-2.481*	0.52407	0.01461	2.016	0.0634	-8.335	0.9101
0	-1.678	0.67439	0.01604	-8.205	0.1894		
5%=-							
DP_CPI:	ADF	tests	(T=16;	1.96	1%=-2.73)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-2.607*	0.20102	0.0239	-1.457	0.169	-7.3	
1	-2.798**	0.12277	0.02484	-0.2981	0.77	-7.274	0.169
0	-3.826**	0.067004	0.02407	-7.393	0.3592		
5%=-							
DP_AW:	ADF	tests	(T=16;	1.96	1%=-2.73)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.418	0.62254	260.8	0.05718	0.9553	11.29	
1	-1.472	0.62391	251.3	-2.197	0.0454	11.17	0.9553
0	-2.791**	0.32424	281.6	11.34	0.1456		
5%=-							
DOIL:	ADF	tests	(T=16;	1.96	1%=-2.73)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.992*	-0.07786	16.92	-0.5731	0.5763	5.824	
1	-3.212**	-0.28109	16.51	0.5329	0.6025	5.724	0.5763
0	-4.362**	-0.1215	16.11	5.619	0.7462		

Zdroj: Data OECD (2018) + úpravy a výpočty autor.

Příloha 4: Příloha k ADF testu pro Slovensko

SVK_TOTAL:							
D-lag	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	1%=-3.86)	
	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-0.6066	0.95134	2.433	-1.027	0.322	1.971
	1	-0.914	0.92924	2.437	0.2518	0.8046	1.933
	0	-0.9055	0.93441	2.365	1.826	0.5842	0.322
SVK_PIT:							
D-lag	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	1%=-3.86)	
	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-0.4037	0.96395	0.302	-1.106	0.2872	-2.202
	1	-0.7168	0.93781	0.3042	0.4096	0.6879	-2.229
	0	-0.6466	0.94742	0.2962	-2.329	0.5145	0.2872
SVK_CIT:							
D-lag	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	1%=-3.86)	
	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-0.1638	0.98007	0.3867	-0.6271	0.5407	-1.707
	1	-0.4512	0.95045	0.3788	0.2755	0.7867	-1.79
	0	-0.3792	0.96359	0.3677	-1.896	0.7952	0.5407
SVK_VAT:							
D-lag	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	1%=-3.86)	
	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-0.6105	0.94802	0.6913	-0.3526	0.7297	-0.5453
	1	-0.7338	0.94103	0.6708	-0.4084	0.6888	-0.6475
	0	-0.8706	0.93364	0.6531	-0.7476	0.87	0.7297
SVK_GDP:							
D-lag	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	1%=-3.86)	
	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-0.93	0.93832	8.6	-0.3233	0.7512	4.497
	1	-1.084	0.93272	8.339	1.185	0.2545	4.393
	0	-0.8559	0.94726	8.444	4.371	0.5074	0.7512
SVK_PFC:							
D-lag	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	1%=-3.86)	
	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-1.223	0.91276	4.292	-0.1266	0.901	3.107
	1	-1.35	0.91034	4.149	2.083	0.0548	2.997
	0	-0.9078	0.93476	4.561	3.14	0.1676	0.901
SVK_GFC:							
D-lag	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	1%=-3.86)	
	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-1.236	0.91173	1.376	0.556	0.587	0.831

	1	-1.154	0.92244	1.344	1.734	0.1034	0.7417	0.587
	0	-0.6796	0.95328	1.425	0.8134	0.2388		
SVK_EXP:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-0.3288	0.97451	9.1	-0.9056	0.3805	4.61	
	1	-0.7264	0.94813	9.046	0.5369	0.5992	4.556	0.3805
	0	-0.614	0.95885	8.842	4.463	0.5876		
SVK_IMP:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-0.4055	0.96711	9.469	-0.7319	0.4763	4.689	
	1	-0.6754	0.94872	9.321	0.1499	0.8828	4.616	0.4763
	0	-0.6801	0.9516	9.032	4.506	0.7609		
SVK_TE:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-0.7608	0.91335	0.04442	-0.1164	0.909	-6.035	
	1	-0.8589	0.9095	0.04293	1.981	0.0663	-6.145	0.909
	0	-0.2666	0.9708	0.04669	-6.024	0.1953		
SVK_SE:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.455	0.94334	0.0104	-0.6737	0.5115	-8.938	
	1	-1.652	0.93811	0.01021	3.293	0.0049	-9.017	0.5115
	0	-1.769	0.91702	0.01298	-8.584	0.0178		
SVK_ROSE:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.664	0.91753	0.004929	-0.7364	0.4737	-10.43	
	1	-1.828	0.91187	0.004853	2.488	0.0251	-10.51	0.4737
	0	-2.149	0.88403	0.005585	-10.27	0.0683		
SVK_UR:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.891	0.70714	0.0149	-0.1049	0.9179	-8.22	
	1	-2.42	0.69815	0.0144	3.248	0.0054	-8.33	0.9179
	0	-1.286	0.80437	0.0182	-7.908	0.0239		
SVK_CPI:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	

	2	-0.4582	0.88597	0.02649	-1.945	0.0722	-7.069	
	1	-1.382	0.66642	0.02884	0.1685	0.8684	-6.941	0.0722
	0	-1.554	0.68717	0.02795	-7.05	0.185		
SVK_AW:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-0.3979	0.9812	296.8	-0.4604	0.6523	11.58	
	1	-0.3143	0.98588	288.9	-0.03111	0.9756	11.48	0.6523
	0	-0.3242	0.98614	279.8	11.37	0.8997		
OIL:	ADF	tests	(T=18,	Constant;	5%=-	3.04	1%=-3.86)	
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.237	0.81787	19.66	-0.1041	0.9186	6.15	
	1	-1.375	0.81331	19	0.1529	0.8805	6.04	0.9186
	0	-1.424	0.81842	18.41	5.93	0.9838		
DSVK_TOTAL:	ADF	tests	(T=17;	1.96	5%=-	1%=-2.72)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.258	0.53317	2.411	-2.019	0.0631	1.919	
	1	-2.675*	0.10531	2.647	0.5108	0.6169	2.057	0.0631
	0	-3.060**	0.20994	2.585	1.956	0.1482		
DSVK_PIT:	ADF	tests	(T=17;	1.96	5%=-	1%=-2.72)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.519	0.40982	0.3022	-1.597	0.1325	-2.235	
	1	-2.934**	0.03922	0.3174	0.7323	0.4753	-2.185	0.1325
	0	-3.222**	0.18939	0.3128	-2.267	0.2423		
DSVK_CIT:	ADF	tests	(T=17;	1.96	5%=-	1%=-2.72)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.598	0.30304	0.3987	-0.9841	0.3417	-1.68	
	1	-2.852**	0.033292	0.3983	0.4986	0.6253	-1.731	0.3417
	0	-3.417**	0.14363	0.3889	-1.832	0.558		
DSVK_VAT:	ADF	tests	(T=17;	1.96	5%=-	1%=-2.72)		
D-lag	t-ADF	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob	
	2	-1.061	0.6019	0.6349	-2.525	0.0243	-0.7497	
	1	-2.537*	0.076958	0.74	-0.1742	0.864	-0.4921	0.0243
	0	-3.771**	0.033414	0.7172	-0.6077	0.0713		
DSVK_GDP:	ADF	tests	(T=17;	1.96	5%=-	1%=-2.72)		

D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-0.9828	0.70338	8.039	-2.131	0.0513	4.327	
1	-2.009*	0.40365	8.938	0.1605	0.8747	4.491	0.0513
0	-2.331*	0.42859	8.661	4.375	0.1383		
5%=-							
DSVK_PFC:	ADF	tests	(T=17;	1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.1	0.66232	4.283	-1.356	0.1964	3.068	
1	-1.893	0.4701	4.402	0.3503	0.7309	3.074	0.1964
0	-2.026*	0.51752	4.279	2.965	0.398		
5%=-							
DSVK_GFC:	ADF	tests	(T=17;	1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.312	0.58173	1.451	-0.5406	0.5972	0.9037	
1	-1.717	0.51179	1.417	-0.3433	0.7362	0.8068	0.5972
0	-2.229*	0.46373	1.377	0.6969	0.8192		
5%=-							
DSVK_EXP:	ADF	tests	(T=17;	1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.331	0.51886	9.282	-1.542	0.1454	4.615	
1	-2.441*	0.22074	9.699	0.3809	0.7086	4.654	0.1454
0	-2.830**	0.29295	9.436	4.546	0.3119		
5%=-							
DSVK_IMP:	ADF	tests	(T=17;	1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.294	0.50835	9.47	-1.746	0.1028	4.655	
1	-2.506*	0.148	10.1	0.1471	0.885	4.734	0.1028
0	-3.234**	0.17994	9.782	4.618	0.2494		
5%=-							
DSVK_TE:	ADF	tests	(T=17;	1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-2.247*	0.25725	0.04474	1.054	0.3095	-6.055	
1	-1.977*	0.42283	0.04491	0.2445	0.8101	-6.096	0.3095
0	-2.275*	0.46212	0.04357	-6.21	0.5696		
5%=-							
DSVK_SE:	ADF	tests	(T=17;	1.96	1%=-2.72)		
D-lag	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
2	-1.221	0.76218	0.01111	-0.8761	0.3958	-8.841	
1	-1.703	0.69635	0.01102	0.5946	0.561	-8.905	0.3958
0	-1.63	0.73413	0.0108	-9	0.5847		

DSVK_ROSE:							
D-lag	ADF	tests	(T=17;	5%=-	1.96	1%=-2.72)	
	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-1.401	0.65921	0.005437	-0.5248	0.6079	-10.27
	1	-1.888	0.60114	0.005305	0.5574	0.5855	-10.37
	0	-1.866	0.65168	0.005189	-10.47	0.7559	0.6079
DSVK_UR:							
D-lag	ADF	tests	(T=17;	5%=-	1.96	1%=-2.72)	
	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-2.352*	0.2691	0.01656	0.4991	0.6255	-8.043
	1	-2.564*	0.35568	0.01614	1.254	0.229	-8.143
	0	-2.198*	0.51575	0.01643	-8.161	0.4398	0.6255
DSVK_CPI:							
D-lag	ADF	tests	(T=17;	5%=-	1.96	1%=-2.72)	
	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-3.840**	-1.1529	0.0266	0.963	0.3519	-7.095
	1	-5.132**	-0.72073	0.02654	2.312	0.0354	-7.148
	0	-4.584**	-0.13461	0.02992	-6.961	0.0755	0.3519
DSVK_AW:							
D-lag	ADF	tests	(T=17;	5%=-	1.96	1%=-2.72)	
	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-1.696	0.56478	351.2	-0.7887	0.4434	11.88
	1	-1.931	0.52187	346.8	-0.9528	0.3558	11.81
	0	-2.472*	0.4338	345.8	11.75	0.4889	0.4434
DOIL:							
D-lag	ADF	tests	(T=17;	5%=-	1.96	1%=-2.72)	
	t-adf	betaY_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
	2	-1.392	0.083587	20.7	-0.4731	0.6435	6.219
	1	-2.325*	-0.12155	20.15	0.2715	0.7897	6.117
	0	-3.306**	-0.02332	19.56	6.004	0.8647	0.6435

Zdroj: Data OECD (2018) + úpravy a výpočty autor.