

Mendelova univerzita v Brně
Provozně ekonomická fakulta

Příjmová nerovnost a daňová zátěž v zemích EU

Bakalářská práce

Vedoucí práce:
Ing. Luboš Střelec, Ph. D.

Svetlana Yankova

Brno 2015

Děkuji mému vedoucímu bakalářské práce Ing. Luboši Střelcovi, Ph.D. za odborné vedení, cenné rady a připomínky, které mi při průběhu tvorby bakalářské práce poskytoval. Moje poděkování také směřuje k Karlu Zídkovi za psychickou podporu a korekci gramatických chyb.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Příjmová nerovnost a daňová zátěž v zemích EU**

vypracovala samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací*.

Jsem si vědoma, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

Brno 05.května 2015

.....

Abstract

Yankova, S., Income inequality and tax burden in the EU. Brno: Mendel University in Brno, 2015.

This bachelor thesis is focused on verifying the relationship between the level of tax burden and income inequality of population in the EU countries. The work also deals with identification of other factors that affect the income distribution in society and systematization of ways of measuring income inequality and tax burden, focusing on their advantages and disadvantages.

Keywords

Income inequality, tax burden, Gini coefficient, composite tax quota

Abstrakt

Yankova, S., Příjmová nerovnost a daňová zátěž v zemích EU. Bakalářská práce. Brno: MENDELU v Brně, 2015.

Tato bakalářská práce je zaměřena na ověření vztahu mezi výší daňové zátěže a příjmové nerovnosti obyvatelstva v zemích EU, dále identifikace dalších faktorů, které ovlivňují distribuci příjmů ve společnosti a systematizace možností měření příjmové nerovnosti a daňového zatížení se zaměřením na jejich výhody a nevýhody.

Klíčová slova

Příjmová nerovnost, daňová zátěž, Giniho koeficient, složená daňová kvóta

Obsah

1	Úvod a cíl práce	13
1.1	Úvod	13
1.2	Cíl práce	14
2	Literární přehled	15
2.1	Příjmová nerovnost	15
2.1.1	Faktory ovlivňující příjmovou nerovnost	15
2.2	Měření příjmové nerovnosti	16
2.2.1	Míra nerovnosti	16
2.2.2	Lorenzova křivka	17
2.2.3	Giniho koeficient	17
2.2.4	Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20	18
2.3	Daňová zátěž	19
2.4	Způsoby měření daňového zatížení	20
2.4.1	Daňová kvóta	20
2.4.2	Implicitní daňové sazby	21
2.4.3	Index daňového zatížení	21
2.4.4	Den daňové svobody	22
3	Materiál a metodika	24
3.1	Data	24
3.2	Metodika	24
3.2.1	Ekonometrická analýza	24
3.2.2	Korelační analýza	25
3.2.3	Regresní analýza	26
4	Vlastní práce	32
4.1	Vztah Giniho koeficientu a daňové kvóty	32
4.2	Specifikace modelu	34
4.3	Kvantifikace modelu	36
4.4	Verifikace modelu	37
4.5	Korelační analýza	41
4.6	Vícerozměrný regresní model	42
5	Závěr a diskuse	44
6	Literatura	46
	Přílohy	49
A	Složená daňová kvóta v státech EU za roky 2005–2012, %	50

B	Giniho koeficient v státech EU za rok 2005–2012, %
----------	---

51

Seznam tabulek

1	Popisné charakteristiky	34
2	Hodnocení kvality regresního modelu	35
3	Odhady koeficientů modelu	36
4	Tabulka ANOVA	37
5	Testy specifikace modelu	39
6	Testy detekce heteroskedasticity chybového členu	40
7	Testy normality	40
8	Spearmanův koeficient korelace	41
9	Ekonometrická verifikace vícerozměrného modelu	43

Seznam obrázků

Obrázek 1: Míra nerovnosti v státech EU za rok 2009	17
Obrázek 2: Lorenzova křivka v České republice za rok 2012	18
Obrázek 3: Giniho koeficient v státech EU za rok 2013. (Zdroj: Eurostat, 2015)	19
Obrázek 4: Den daňové svobody v České republice od roku 2000	22
Obrázek 5: Složená daňová kvóta za roky 2005–2012 v jednotlivých státech EU	32
Obrázek 6: Giniho koeficient za 2005–2012 rok v jednotlivých státech EU	33
Obrázek 7: Bodové grafy Giniho koeficientu a daňové kvóty za rok 2005 a 2012	35
Obrázek 8: Proložení empirických hodnot sledovanými funkčními formami za rok 2005 a 2012	36
Obrázek 9: Pás spolehlivosti kolem zvolených regresních modelů (2005, 2012)	39

1 Úvod a cíl práce

1.1 Úvod

Každý člověk si někdy ve svém životě položil otázky ohledně placení daní. Skrze lidské mysli se prohánějí rozmanité otázky plné emocí: „Proč mám státu odvádět část svého důchodu ve formě daní? Ať daň platí ti, kteří mají hodně peněz.“, „Co se stane s penězi, které zaplatím?“, „Proč, zejména já, mám podporovat chudé?“, „Jaké výhody z placení daní budu mít jako daňový poplatník a běžný občan?“

Hledání odpovědi na tyto otázky netrápí pouze běžného člověka, ale v podobě zbavené emocí a zkondenzované na kořen jejich podstaty se snaží odpověď nalézt i spousta ekonomů. O tvorbu přehledné metodiky zjištění spravedlivé výše daňového zatížení pro tu či onu společnost se již pokoušelo mnoho generací, přesto se i dnes zdá, že takové řešení stále vědcům proklouzává mezi prsty. Absolutní rovnost v rozdělení důchodů mezi obyvatelstvem v tržní ekonomice se zmítá ve stejné situaci. Lidé touží po nalezení ideálu v obou dvou dimenzích, ale minulé století ukázalo, že ideál rovnosti mnohdy může skončit úplným opakem. Ale přesto lze, a je vhodné, dosáhnout určité míry příjmové rovnosti a daňového zatížení. Do jaké míry se to zdaří je otázkou, kterou se zabývá každý stát.

Podstatu každého sociálního systému lze odvozovat z respektování základních lidských práv. Ve vyspělých ekonomikách je navíc k respektování lidských práv ještě přičleněno i právo na důstojné životní podmínky.

Vysoká úroveň diferenciací příjmů obyvatelstva je negativním jevem, který s sebou nese negativní sociálně-ekonomické důsledky. Státy s racionální diferenciací příjmů jsou stabilnější, mají intenzivní sociální mobilitu a poskytují silné pobídky pro sociální rozvoj a profesní růst. Společnosti s ostrou diferenciací příjmů, ve kterých existují velké extrémně polarizované skupiny lze naopak spíše charakterizovat sociální nestabilitou, nedostatkem silných pobídek pro profesní růst a značnou mírou kriminality.

Nerovnost má negativní vliv na kvalitu lidského potenciálu. Omezení v příjmech ovlivňuje lidské zdraví a úroveň kultury a vzdělávání, což má negativní důsledky pro zachování lidského potenciálu ve státě. Proto nerovnosti v rozdělení národního důchodu a bohatství, způsobené fungováním tržního mechanismu, jsou ve vyspělých ekonomikách zmírňovány pomocí přerozdělování. Přerozdělovací procesy jsou prováděny pomocí daňového systému, transferových plateb, sociálního a zdravotního pojištění včetně pojištění v nezaměstnanosti.

Pigou napsal, že přesun části příjmů od relativně bohatého člověka k relativně chudému by mělo zvýšit společenský užitek, protože se tím uspokojí více naléhavé potřeby na úkor méně naléhavých. To se ale děje jenom v případě, že užitek od přesunu u chudého člověka bude větší, než ztráta užitku u bohatého. Větší užitek tím zvýší celkový blahobyť ve společnosti. Pigoua často považují za jednoho z hlavních představitelů teorie ekonomie blahobytu. Základní myšlenkou je, že jedním z nejdůležitějších úkolů státu je zajistit určitou životní úroveň všem svým občanům. (Pigou,

1978). Zde vzniká největší ekonomická dilema, která trápí spoustu ekonomů v mnoha oblastech sociální politiky. Jedná se o konflikt mezi rovností a efektivností. Arthur Okun napsal, že nemůžeme mít “koláč tržní efektivnosti” a přitom ho dělit rovným dílem (Okun, 1975).

1.2 Cíl práce

Cílem práce je ověřit hypotézu o tom, že stát se prostřednictvím zvyšování daňového zatížení obyvatelstva snaží zmenšit příjmovou nerovnost ve společnosti a zjistit jak je silný vztah mezi daňovým zatížením a příjmovou nerovností. Předpokladem pro tuto hypotézu je, že daňové zatížení ve světě postupně roste a stejně tak lze pozorovat, že zvýšení integrace mezi státy EU zvyšuje význam otázky příjmové nerovnosti mezi obyvatelstvem EU. Pro splnění hlavního cíle je třeba splnit několik dílčích cílů:

- Prostudovat problematiku příjmové nerovnosti a daňového zatížení.
- Stanovit jednotlivé možnosti měření příjmové nerovnosti a daňového zatížení se zaměřením na jejich výhody a nevýhody.
- Identifikovat další faktory, které ovlivňují distribuci příjmů ve společnosti.
- Sestavit ekonometrický model vztahu příjmové nerovnosti a daňového zatížení, následně ho kvantifikovat a verifikovat.
- Interpretovat získané výsledky a na jejich základě se vyjádřit ke vztahu mezi výší daňového zatížení a výší příjmové nerovnosti. Dosažené výsledky následně porovnat s ekonomickou teorií.

2 Literární přehled

2.1 Příjmová nerovnost

Jedním ze základních stavebních kamenů fungujících moderních ekonomik je myšlenka sociálního míru. Aby bylo možné sociální mír zachovat, je nutné přijímat opatření, která v nutných případech přesune část prostředků bohatších jednotlivců těm, kteří jsou chudší, a to prostřednictvím redistribuce. Otázka potřeby, rozsahu a míry redistribuce je jednou z nejčastěji diskutovaných a má nejen ekonomický a sociální, ale i politický rozměr. (Mikušová, Meričková a Stejskal, 2014) Sociální smír lze demonstrovat například na příjmové nerovnosti, tedy rozdílu v příjmech, které obdrží jednotlivé osoby či domácnosti ve stanovené ekonomice, která je vždy její přirozenou součástí. Vznik příjmové nerovnosti se musí vyvinout v každé společnosti, kde existují rozdíly ve schopnostech jednotlivců. (Krebs, 2009)

Jedním ze způsobů jak vyjádřit míru nerovnosti ve vyspělých ekonomikách je použití soustavy statistických ukazatelů. Data těchto ukazatelů podléhají harmonizaci (EU, OECD) a je tedy možné je vzájemně srovnávat. Grafická reprezentace je možná například pomocí Lorenzovy křivky a číselná reprezentace pomocí Giniho koeficientu, nebo koeficientu příjmové nerovnosti $S80/S20$. Dále lze použít další teoretické koncepty jako například: index Robina Hooda, Atkinsonův index nerovnosti, Theilův index nesouladu. (Krebs, 2009) Jednotlivé indexy však nelze jednoznačně využít k jednoznačné interpretaci „spravedlivého rozdělení důchodů“. Indexy vyjadřují pouze rovnoměrné či nerovnoměrné rozdělení důchodů ve společnosti. Nerovnoměrnost tak představuje mikroekonomický důvod k zásahu státu do reprodukčních procesů probíhajících v ekonomice. Koncept takového jednání lze odvozovat od teorie blahobytu, která předpokládá, že tržní mechanismus „nespravedlivě“ přerozděluje hodnoty, což má ekonomické důsledky v efektivnosti fungování reprodukčních procesů, protože jakýkoliv zásah do přerozdělování vytvořeného bohatství v sobě ponese snížení efektivnosti v alokaci zdrojů. (Mikušová, Meričková a Stejskal, 2014)

Hospodářská a sociální struktura jednotlivých států odráží rozdíly, které země vykazují v rozdělení svých příjmů. Nejméně rovné rozdělení vykazují státy tržně orientované, tzv. „státy blahobytu“ (Severní Evropa) naopak vyznačují nejmenší nerovnost. Důsledkem industrializace je, dle zkušenosti rozvojových zemí, prvotní růst nerovnosti, která následně klesá. Ve středně bohatých zemích Latinské Ameriky můžeme pozorovat největší extrém v nerovnosti. (Samuelson, Anthony a Nordhaus, 2013)

2.1.1 Faktory ovlivňující příjmovou nerovnost

Různé ekonomické studie zkoumají mnoho faktorů, které mohou, v menší nebo větší míře, mít vliv na příjmovou nerovnost ve společnosti. Často není jasné, zda hodnota určitého faktoru způsobí větší či menší nerovnost, protože závisí na vlastnostech ekonomického systému a celkové úrovni rozvoje zkoumané země. Navíc se tyto faktory ovlivňují navzájem mezi sebou a tak vznikají nepřímé účinky na příjmovou

nerovnost. Tedy celkový vliv jednoho konkrétního faktoru na příjmovou nerovnost se skládá z přímého a nepřímého účinku mezi tímto faktorem a příjmovou nerovností.

Kassa (2003) ve své práci zařazuje mezi faktory, mající vliv na příjmovou nerovnost ve společnosti:

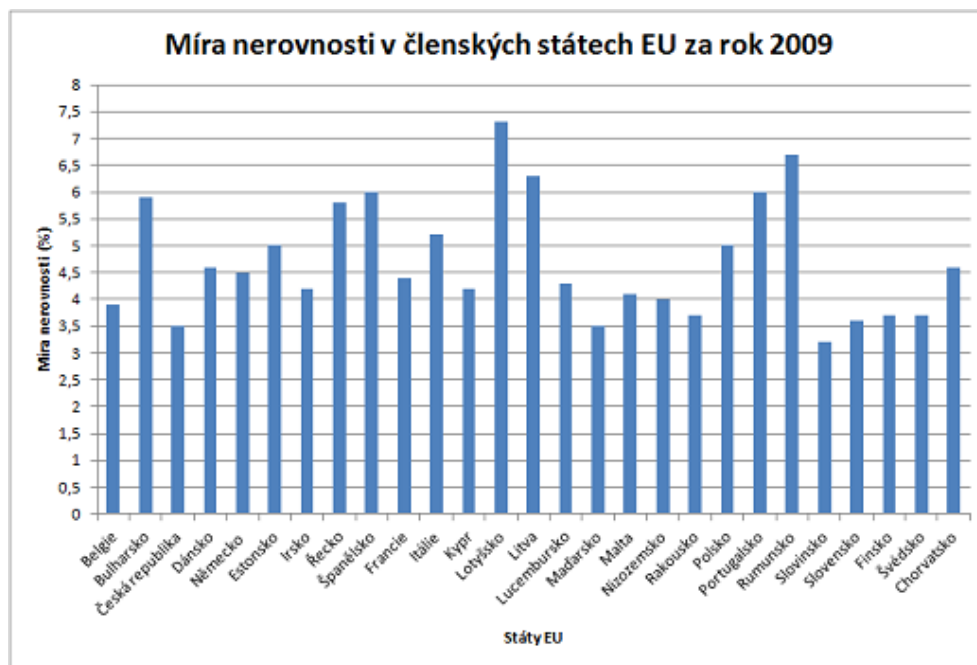
- hospodářský růst a celkovou úroveň rozvoje země (růst HDP, technický pokrok a struktura ekonomiky);
- makroekonomické faktory (inflace, míra nezaměstnanosti, úroková míra, výše vládních výdajů, veřejný dluh, kurzové změny atd.);
- demografické faktory (procesy demografického vývoje, věková struktura obyvatelstva, podíl ekonomicky aktivního obyvatelstva, růst obyvatelstva, urbanizace, úroveň lidského kapitálu, úroveň vzdělání a zdravotní stav obyvatelstva atd.);
- politické faktory (privatizace a podíl soukromého a veřejného sektoru, úroveň daní, otevřenost země, sociální politika atd.);
- kulturní a environmentální faktory (vlastnictví půdy, kulturní úroveň země, podíl stínové ekonomiky, korupce, množství přírodních zdrojů).

2.2 Měření příjmové nerovnosti

Pro zjišťování nerovnosti v rozdělení příjmů ve společnosti lze použít různé postupy. Seznam ukazatelů používaných v ekonomické praxi pro výpočet disproporce v rozdělení příjmů je velmi rozsáhlý. K nejvýznamnějším a populárním ukazatelům patří Giniho koeficient, míra nerovnosti, Lorenzova křivka a koeficient příjmové nerovnosti S80/S20. Tyto ukazatele měření příjmové nerovnosti popíšeme dále podrobněji.

2.2.1 Míra nerovnosti

Míra nerovnosti je často používaným způsobem měření nerovnosti v rozdělení důchodů. Abychom vypočítali míru nerovnosti, musíme seřadit všechny domácnosti vzestupně podle výše důchodu a rozdělit je do pěti stejně početných skupin. Jednotlivým skupinám obyvatelstva je pak přiřazen příslušný procentuální podíl, kterým se každá skupina obyvatel podílí na celkovém národním důchodu v daném roce. Míra nerovnosti se pak vypočte jako poměr procentního podílu nejnižší příjmové skupiny na celkovém národním důchodu k procentnímu podílu nejbohatší skupiny obyvatelstva na celkovém důchodu dané země. Čím blíže je tento ukazatel hodnotě 1, tím rovnoměrnější je rozdělení důchodu mezi domácnostmi. (Jurečka, 2013) Hodnoty míry nerovnosti v státech EU za rok 2009 jsou zobrazené na obrázku 1.



Obrázek 1: Míra nerovnosti v státech EU za rok 2009

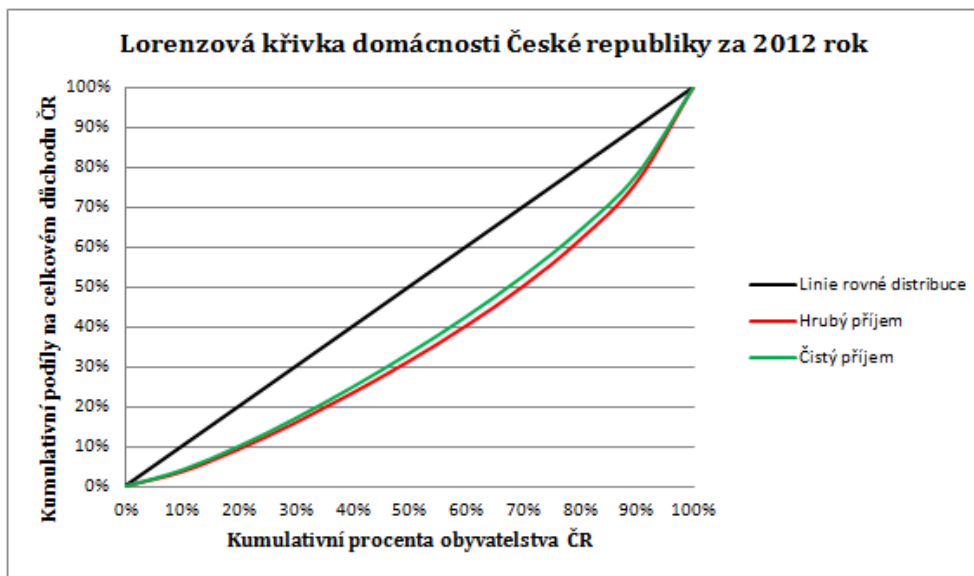
2.2.2 Lorenzova křivka

Lorenzova křivka je grafická interpretace údajů nerovnosti v distribuci důchodu. Na vodorovnou osu grafu nanášíme kumulativní procenta obyvatelstva a na svislé ose znázorňujeme kumulativní podíly na celkovém důchodu země (Jurečka, 2013). Domácnosti jsou seřazeny od nejnižších důchodových příjmů k nejvyšším a každý bod křivky udává, jak se příslušné procento domácností podílí na celkovém důchodu. Pokud by důchody byly rozděleny rovnoměrně, byla by grafickým zobrazením úsečka svírající s osami úhel 45° . Opačným extrémem je absolutní nerovnost, kdy jedna osoba vlastní veškerý příjmy. Absolutní nerovnost v rozdělování by ilustrovala křivka tvořená vodorovnou osou a kolmicí vztyčenou v jejím koncovém bodě. (Fuchs a Tuleja, 2003)

Na obrázku 2 je představená Lorenzova křivka v České republice, která představuje grafické znázornění rozdělení důchodů domácností za rok 2012. Lorenzovou křivku je možné využít pro analýzu redistribučních dopadů vládních opatření (zavedení daní, zvýšení odvodů na sociální zabezpečení (Mikušová, Meričková a Stejskal, 2014).

2.2.3 Giniho koeficient

Giniho koeficient je dvojnásobek plochy mezi linií absolutní rovnosti a Lorenzovou křivkou (Peková, 2011). Velikost koeficientu nabývá hodnot z intervalu $< 0; 1 >$. Čím větší je stupeň nerovnosti, tím blíže je hodnota Giniho koeficientu jedné a při rovnoměrnějším rozdělení důchodů se hodnota koeficientu blíží k nule. Pomocí Giniho ko-



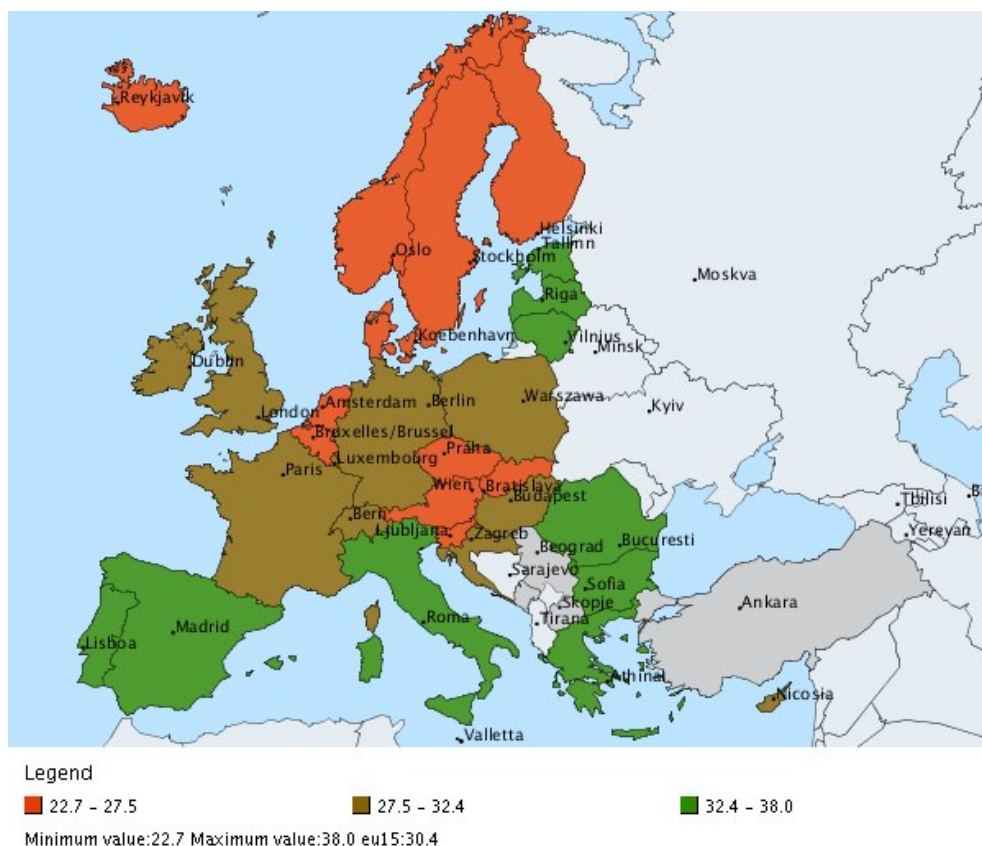
Obrázek 2: Lorenzova křivka v České republice za rok 2012

eficientu možné kvalitně srovnat distribuční nerovnost v případě dvou protínajících Lorenzových křivek, které prezentují rozdílnou distribuci důchodů mezi domácnostmi, ale mají stejný Giniho koeficient. (Jurečka, 2013) Změna hodnoty koeficientu signalizuje zmírňování či prohlubování nerovnosti v rozdělování důchodů, avšak ze změny koeficientu nelze vyvozovat závěry o spravedlivějším či méně spravedlivém rozdělování důchodů, nebo dokonce o měnících se životních podmínkách (Fuchs a Tuleja, 2003). Obrázek 3 pomocí vizualizace na mapě ukazuje Giniho koeficient v státech EU za rok 2013.

2.2.4 Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20

Podíl objemu příjmů připadajících na 20% osob s nejvyššími příjmy (horní kvintil) k objemu příjmů připadajících na 20% osob s nejnižšími příjmy (dolní kvintil). Příjmem se rozumí ekvivalizovaný disponibilní příjem. (Inequality of income distribution S80/S20 income quintile share ratio, 2015)

Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20 je ukazatel, který je jednoduché spočítat a který snadno, srozumitelně a transparentně popisuje nerovnost rozdělení příjmů. Porovnání příjmů horního a dolního kvintilu hodnocení nerovnosti však představuje pouze jednu část rozdělení příjmů, neboť pouze krajní plochy jsou vyhodnoceny. Při srovnání různých distribucí příjmů (např. jednotlivých let, úrovně příjmů, skupinám obyvatelstva, země atd.) se měří pouze rozdíly v těchto dvou oblastech. Rozdíly se středními příjmy nejsou brány v úvahu. Vyšší hodnota koeficientu ukazuje vyšší diferenciaci příjmů. (Material situation, poverty and life satisfaction, 2013)



Obrázek 3: Giniho koeficient v státech EU za rok 2013. (Zdroj: Eurostat, 2015)

2.3 Daňová zátěž

Daně tvoří nejvýznamnější skupinu příjmů veřejných rozpočtů. Okolo 90% veškerých příjmů veřejných rozpočtů jsou daňové povahy. Daní rozumíme každou povinnou, zákonem stanovenou, nenávratnou, neekvivalentní a většinou neúčelovou platbu do veřejného rozpočtu. (Hamerníková a Maaytová, 2010)

Peková (2011) uvádí, že do státního rozpočtu ve většině zemí stále plyne největší část daňového výnosu, především daně se stabilním výnosem nebo v některých zemích významný podíl na jejich výnosu, a to:

- nepřímé spotřební daně;
- individuální daně z příjmu a důchodové daně korporace;
- majetkové daně (zpravidla jsou jednorázové daně dědické, daně darovací a daně z převodu nemovitosti).

Ekonomické důsledky zdaňování jsou rozmanité. Zahrnují jak mikroekonomické dopady na rozdělování důchodů a na efektivnost využití zdrojů, tak makroekonomické dopady na výrobu, zaměstnanost, ceny a hospodářský růst. Jeden záměr může

být vhodný z hlediska rozdělování, ale méně vhodný z hlediska svého vlivu na efektivnost, růst a zaměstnanost. (Musgrave, 1994)

Klíčové principy jakékoliv daňového systému zahrnují spravedlivost, efektivnost a hospodárnost. Spravedlivost lze chápat z horizontálního hlediska, daně by měly být stejné pro daňové poplatníky v podobných pozicích a z vertikálního hlediska, lidé s vyššími příjmy by měly platit vyšší daně než ti s nižšími příjmy. Z pohledu efektivnosti jsou daně uznatelné jen tehdy, pokud zlepšují alokační efektivnost. (Bailey, 2004) Redistribuční funkce by měli plnit zejména progresivní daně, které umožňují zmírňovat nerovnosti mezi subjekty. Daně snižují disponibilní příjmy daňových subjektů, ale zároveň (Peková, 2008) Rozhodně se nedá říci, že by daňové zatížení země záviselo na ekonomické úrovni země. Mezi zeměmi s vysokou daňovou kvótou totiž nalezneme jak země s vysokou ekonomickou úrovní, tak i země s nižším podílem HDP na obyvatele. (Kubátová, 2006)

2.4 Způsoby měření daňového zatížení

Výpočet daňového zatížení je jedním z nejdůležitějších ale zároveň kontroverzních problémů v oblasti daňové teorie. Ukazatele daňového zatížení lze používat při posouzení úrovně daňového zatížení jak na makroekonomické tak i na mikroekonomické úrovni, t.j. daňové zatížení určitého občana nebo firmy nebo daňové zatížení státu. V naší práci budeme na daňové zatížení pohlížet z makroekonomického hlediska. V současné době existují různé způsoby výpočtu daňového zatížení, dále rozebereme nejvýznamnější z nich.

2.4.1 Daňová kvóta

Daňová kvóta je nejznámější a nepoužívanější ukazatel daňového zatížení obyvatelstva s makroekonomického fiskálního hlediska. Široký (2013) definuje daňovou kvótu jako poměr součtů všech daňových příjmů veřejných rozpočtů k hrubému domácímu produktu v běžných cenách. Obvykle se setkáváme s jednoduchou a složenou daňovou kvótou. Jednoduchá daňová kvóta zahrnuje daňové výnosy k HDP a složená daňová kvóta pak zahrnuje výnosy z daní a sociálního a zdravotního pojištění ve vztahu k HDP. Taky lze dalšími možnými členěními vymezit daňové kvóty podle typu ekonomické aktivity nebo podle typu daně. (Kotlán, 2010)

Výhodami daňové kvóty jsou komplexnost, jednoduchost a její bezprostřední srovnatelnost mezi různými zeměmi a v různých letech. (Hamerníková a Maaytová, 2010) Nevýhodou je, že daňová kvóta více určuje část HDP, která je přerozdělována prostřednictvím daní a neurčuje daňové zatížení. Vyšší daňová kvóta může znamenat zlepšení efektivnosti výběru daní a ne zvýšení daňového zatížení. Dalšími nevýhodami jsou, že daňová kvóta nezahrnuje daňové výdaje, náklady vládní regulace a nezohlednění nárůstu veřejného dluhu. (Kotlán, 2010) Kubátová (2006) dále uvádí, že odhad HDP je značně podhodnocen z důvodu existence šedé ekonomiky

a míra závažnosti šedé ekonomiky v dané zemi ovlivňuje nadhodnocení vykázané daňové kvóty.

2.4.2 Implicitní daňové sazby

Mezi alternativními ukazateli měření daňového zatížení patří implicitní daňové sazby (ITR), které používá Eurostat k měření dopadu daní na spotřebu, práci a kapitál a měří průměrné efektivní daňové zatížení různých druhů ekonomických příjmů či aktivit. ITR je vypočítáváno jako podíl celkových daňových výnosů z každého typu ekonomických příjmů či aktivit k potenciálnímu základu těchto daní. (Daňové trendy v zemích EU, 2007)

Implicitní daňovou sazbu u spotřeby získáme jako podíl výnosu nepřímých daní na soukromé spotřebě a spotřebě vlády snížený o mzdové výdaje před zdaněním. Implicitní daňová sazba práce je poměrem mezi souhrnem daně z pracovních příjmů a všech příspěvků na sociální pojištění ke mzdovým nákladům zaměstnavatele. Implicitní sazba z kapitálu se vypočítá jako podíl inkasa daní z výnosů úspor a investic domácností a firem k objemu celosvětových výnosů z kapitálu a podnikání tuzemských daňových rezidentů, který podléhá domácímu zdanění. (Široký, 2013)

Výhodou je, že skrze implicitní daňové sazby je možné popsat skutečné zdanění jednotlivých typů ekonomické činnosti v míře, která je vhodná pro mezinárodní komparaci a není zároveň třeba podrobně analyzovat daňové zákony jednotlivých zemí. V případě, že je některý typ ekonomické činnosti osvobozen od daně, daň není zaplacená a tím pádem není zahrnuta v systému národních účtů ani ve výpočtu efektivní sazby daně (Kotlán, 2009).

Nevýhodou ukazatele tohoto typu je, že neříká nic o skutečném daňovém dopadu, zejména na dopad mezi jednotlivými sektory. V podstatě se jedná pouze o analýzu dopadu daní na ekonomické aktivity dle jejich funkce (spotřeba, práce, kapitál) a vyjadřuje tak efektivní daňové zatížení. (Kotlán, 2010)

2.4.3 Index daňového zatížení

Možná alternativa k daňové kvótě a implicitním daňovým sazbám je index daňového zatížení (WTI), který je konstruován na základě tvrdých i měkkých dat. K tvrdým daty patří především výše daňových sazeb, míra progresivity, počet hodin potřebný pro podání daňového přiznání apod., tehdy jak měkké daty získávají prostřednictvím dotazníkového šetření. V zásadě se jedná o analýzu daňové struktury, realizovanou ve dvou fázích. V první fázi byla vytvořena daňová struktura zahrnující nejdůležitější relevantní daně, a to z hlediska daňové výnosnosti. (Kotlán, 2010)

Index World Tax (WTI) jako takový, to byl navržen především pro účely porovnání daňové zatížení v zemích OECD. WTI je mix téměř všech daní zemí OECD, kromě těch daní, které jsou tak specifické pro jednotlivé ekonomiky, že jejich srovnání je prakticky nemožné. Na rozdíl od ukazatelů, jako jsou daňové kvóty, WTI se neomezuje pouze na posouzení daňových příjmů v poměru k nominálnímu HDP, ale snaží se i na jiné aspekty, které by měly významný vliv na skutečné daňové zatížení

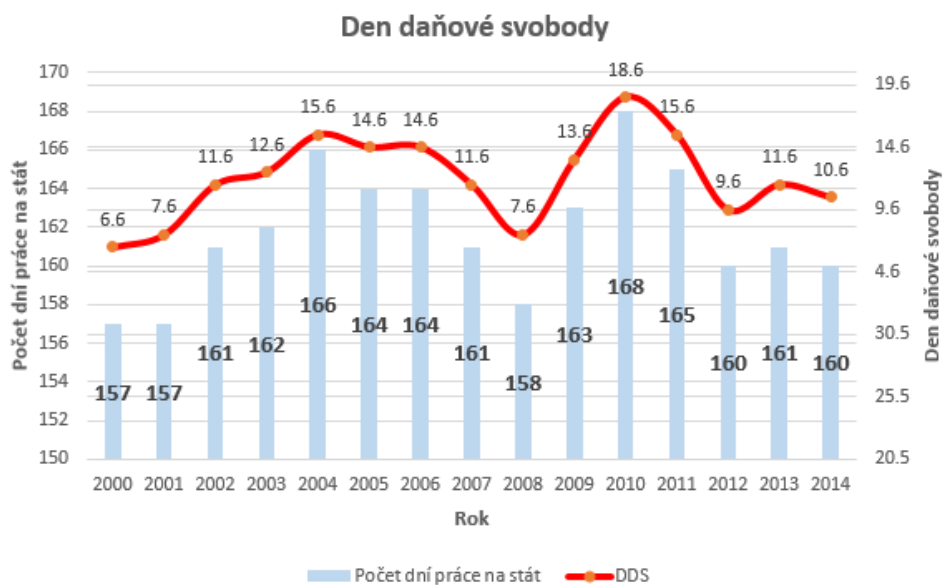
ekonomických subjektů ve zkoumaných zemích (daňová progrese, administrativní náklady zdanění, daňové úvěry atd.)

WTI je multikriteriální index a skládá se z dílčích indexů. CIT (Corporate Income Tax) je index, který hodnotí daňové zatížení korporací, PIT (Personal Income Tax) je zátěž z daně z příjmu fyzických osob, včetně příspěvků na sociální zabezpečení. VAT (Value Added Tax) je sub-index představuje zástupce daňové zatížení, pokud jde o daň z přidané hodnoty, nebo daň z obratu, PRO (Individual Property Taxes) pokud jde o majetkové daně a OTC (Other Taxes on Consumption) s ohledem na ostatní daně na spotřebu.

WTI je unikátní hlavně proto, že je indikátor kombinaci tvrdých dat z dostupné zdroje s měkkými daty, vyjádřené pomocí kvalifikovaného znaleckého posudku (QEO). QEO se získá prostřednictvím dotazníkového šetření ve velkém měřítku prováděné mezi daňovými odborníky ze všech země OECD. V tomto průzkumu vyjádřili své názory na to, jak jednotlivé WTI komponenty přispívají k daňové zátěži v jejich domovských hospodářství. (Kotlán a Machová, 2012)

2.4.4 Den daňové svobody

Den daňové svobody (DDS) je ukazatel, který využívá kalendářního roku k určení celkového zatížení obyvatel dané země. Čím blíže prvním lednu tento den nastane, tím menší je průměrné daňové zatížení v zemi. V podstatě existují dvě metody určení dne daňové svobody. Na následujícím obrázku 4 zobrazen den daňové svobody v České republice od roku 2000 do roku 2014.



Obrázek 4: Den daňové svobody v České republice od roku 2000

První metoda určuje den daňové svobody jako podíl celkové sumy daní a poplatků zaplacených ekonomickými subjekty v příslušné zemi k čistému národnímu důchodu násobený počtem kalendářních dní v roce. Den daňové svobody určuje, ke kterému dni ekonomické subjekty odpracovaly dost na to, aby veškerými svými příjmy pokryly roční sumu všech daní a poplatků.

Druhá metoda vypočítá den daňové svobody jako podíl veřejných výdajů k HDP dané země násobený číslem 365. Výsledná hodnota ukazuje konec období, během kterého by se ekonomické subjekty musely zříci všech svých příjmů ve prospěch státu, aby jimi uhradili svou pomyslnou část veřejných výdajů v daném roce. Ukazatel dne daňové svobody je zaměřen na celkovou hodnotu daňového zatížení a neukazuje daňové zatížení průměrného občana. (Kotlán, 2010)

3 Materiál a metodika

3.1 Data

V této práci budeme zkoumat závislost mezi ukazateli příjmové nerovnosti a daňového zatížení, tedy mezi Giniho koeficientem a složenou daňovou kvótou. Vždy budeme pracovat s konečným výběrem pozorování $n = 28$, což je odvozeno od počtu států Evropské unie, z nichž každé obsahuje konkrétní hodnotu vysvětlované a vysvětlující proměnné. Bude se jednat o průřezová data, tj. o hodnoty určité veličiny pozorované v tentýž časový okamžik přes určitý populační soubor (Cipra, 2008). Celá analýza bude prováděna pomocí programů MS Excel a Gretl 1.9.14.

Složená daňová kvóta

Výše složené daňové kvóty je k nalezení na webových stránkách Eurostatu. K dispozici máme pozorování za roky 2005–2012 (Příloha A). Vezmeme údaje o celkových příjmech z daní a sociálních příspěvků (včetně imputovaných sociálních příspěvků) sektoru vládních institucí a institucí EU ve státech EU vyjádřené jako procento nominálního HDP za odpovídající periodu. (Main national accounts tax aggregates, 2014)

Údaje o celkovém daňovém výnosu jsou shromažďovány Eurostatem na základě Evropského systému národních a regionálních účtů, tedy metodikou ESA 95. Metodika ESA 95 pracuje s daty na akruálním principu, tedy bez ohledu na to, kdy bude realizovaná operace peněžně uhrazena a zda vůbec s peněžním tokem souvisí. (Taxation trends in the European Union data for the EU member states, Iceland and Norway European Commission, Taxation and Customs Union, 2014).

Giniho koeficient

Nejpoužívanějším ukazatelem příjmové nerovnosti je Giniho koeficient. Jeho hodnoty jsou k nalezení na webových stránkách Eurostatu. Giniho koeficient ekvivalizovaného disponibilního příjmu je Eurostatem definován jako vztah mezi kumulativním podílem počtu osob a kumulativním podílem jejich příjmů a je vypočítáván z celého souboru osob. Osoby jsou uspořádány vzestupně podle výše ekvivalizovaného disponibilního příjmu domácnosti. Hodnoty Giniho koeficientu za roky 2005–2012 jsou uvedeny v příloze B. (Gini coefficient of equivalised disposable income, 2014)

3.2 Metodika

3.2.1 Ekonometrická analýza

Ekonometrická analýza vychází ze spojení ekonomické teorie, matematiky, statistiky a jejím účelem je vyhledávání, měření a empirického ověřování ekonomických nebo jiných společenských jevů.

Hušek (2007) v své publikaci přivádět následující metodický postup při ekonometrické analýze:

- **Specifikace ekonometrického modelu.** Fáze specifikace modelu se začíná určením a klasifikací všech proměnných, které budou zahrnuté do modelu a formulací statistické hypotézy o charakteru rozdělení pravděpodobnosti náhodných chyb (vynechání či opomenutí důležité proměnné, nepřesná specifikace matematického tvaru modelu, náhodné chování ekonomických subjektů atd.). Následně jsou stanovena znaménka jednotlivých proměnných a nastaveny očekávané hodnoty odhadnutých parametrů modelu. V poslední fázi specifikace modelu volíme matematický a analytický tvar modelu. Z ekonomické teorie obvykle získáme přímou, nebo nepřímou závislost mezi veličinami, ale tyto údaje jsou nedostatečné k určení rovnicového vyjádření modelu.
- **Kvantifikace ekonometrického modelu.** Především slouží k odhadu numerických hodnot parametrů modelu. V této fázi je třeba použít adekvátní statistické data neexperimentálního charakteru. Zde může vzniknout mnoho problémů. Některé jsou spojené s rozsahem výběru pozorování jednotlivých proměnných, který nelze jednoduše zvětšit. Dále se potýkáme s chybami měření, které mohou mít systematický charakter. Z těchto důvodů data pro vlastní kvantifikace modelu je třeba předem upravit a očistit.
- **Verifikace ekonometrického modelu.** Ověření a vyhodnocení, zda odhadnuté parametry jsou v souladu s výchozími teoretickými předpoklady. Rozlišujeme ekonomickou, statistickou a ekonometrickou verifikace modelu. Ekonomická verifikace spočívá v ověření správnosti znamének a velikosti numerických hodnot odhadnutých parametrů. Statistická verifikace spočívá v posouzení statistické reálnosti jednotlivých odhadu parametrů a je založená na statistických testech. Ekonometrická verifikace modelu slouží k ověřování podmínek nutných k úspěšné aplikaci modelu.

3.2.2 Korelační analýza

Korelační analýza zkoumá vzájemné vztahy mezi proměnnými. Dvě proměnné jsou korelované, pokud určité hodnoty jedné proměnné mají tendenci se vyskytovat s určitými hodnotami druhé proměnné. Míra této závislosti se může pochybovat od plné nezávislosti proměnných do absolutní závislosti. Při zkoumání korelačního vztahu mezi veličinami má rozhodující význam kvalitativní rozbor materiálu. Nemá tak smysl měřit závislost tam, kde na základě logiky nemůže existovat. Je zbytečné měřit závislost, pokud je korelace způsobená formálními vztahy mezi proměnnými (korelace procentuálních charakteristik, které se navzájem doplňují do 100 %), nehomoginitou základního materiálu, nebo působením společné příčiny.

Sílu lineárního vztahu dvou náhodných spojitých proměnných lze vypočítat pomocí Pearsonova korelačního koeficientu (r). Hodnota tohoto koeficientu se může pochybovat v intervalu od -1 do 1. Pokud se hodnota $|r| = 1$, všechny body leží na nějaké přímce. Čím více se blíží hodnota koeficientu k jedné, tím větší je síla závislosti mezi veličinami. Pokud se $|r| = 0$, pak x a y jsou nekorelované proměnné.

Korelační koeficient r počítáme pomocí kovariance s_{xy} a směrodatných odchylek s_x a s_y obou proměnných. (Hendl, 2006)

$$r_{xy} = \frac{s_{xy}}{s_x s_y},$$

$$s_{xy} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}).$$

3.2.3 Regresní analýza

Jestli korelační analýza pomáhá zjistit existence a sílu závislosti mezi veličinami, pak regresní analýza je nejdůležitějším ekonometrickým nástrojem, který slouží pro kvantitativní popis vztahu mezi ekonomickými a finančními veličinami. Veličiny regresní analýzy se označují jako vysvětlovaná (y) a vysvětlující proměnná (x). Vztah mezi těmito veličinami popisuje konkrétní rovnice. Pokud je tato rovnice lineární, pak získáme lineární regresní model. (Cipra, 2008)

Na začátku regresní analýzy volíme typ regresní funkce. Volba by měla být odvozená od ekonomického posouzení vztahu mezi veličinami, pokud nejsme schopni určit typ funkce z ekonomických kritérií, můžeme použít grafickou metodu, bodového diagramu. Po uplatnění použitých metod odhadu funkční formy použijeme matematiko-statistická kritéria a dále na základě informačních kritérií můžeme usuzovat o vhodné funkční formě modelu. (Hindls, Hronová a Seger, 2003)

Nejčastěji používaný přístup odhadu parametrů lineárního regresního modelu je metoda nejmenších čtverců. Tato metoda založená na hledání odhadu parametrů β v lineárním regresním modelu a vzhledem k těmto parametrům minimalizuje součet čtverců reziduí.

$$Q = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - (\beta_0 + \beta_1 f_1(x_i) + \dots + \beta_p f_p(x_i)))^2 \dots \min.$$

Výraz bude minimální tehdy, pokud jsou první derivace podle jednotlivých parametrů β_j rovny nule. Po provedení první derivace dostali bychom $p+1$ normálních rovnic pomocí kterých odhadneme regresní koeficienty β_j . (Cipra, 2008).

Meloun a Militký (2012) ve své knize popisují dále uvedené předpoklady, na základě kterých budou záviset statistické vlastnosti OLS odhadů. Pokud platí všechny sedm předpokladů, odhad b parametrů β lze považovat za nejlepší, nestranné, lineární a ještě navíc mající normální rozdělení.

- I. Regresní parametry β mohou nabývat libovolných hodnot.
- II. Regresní model je lineární v parametrech.
- III. Matice nenáhodných, nastavovaných hodnot vysvětlujících proměnných X má hodnotu rovnou právě m .
- IV. Náhodné chyby ε_i mají nulovou střední hodnotu $E(\varepsilon_i) = 0$.
- V. Náhodné chyby ε_i mají konstantní a konečný rozptyl (homoskedasticita) $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$.

VI. Náhodné chyby ε_i jsou vzájemně nekorelované (sériové nezávislé) a platí $\text{cov}(\varepsilon_i \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$.

VII. Chyby ε_i mají normální rozdělení $N(0, \sigma^2)$.

Hančlová (2012) seznamu kritérií navíc přidává, že počet pozorování n musí být větší než počet parametrů regresního modelu a model má být správně specifikovaný.

Při posuzování kvality odhadnutého modelu a pro účely porovnání různých variací modelu se obvykle používají koeficienty determinace a informačních kritérií.

Koeficient determinace udává poměr celkové změny vysvětlené modelem k celkové variabilitě vysvětlované proměnné.

$$R^2 = \frac{\sum(\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum(y_i - \bar{y})^2} = \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{ESS}{TSS},$$

kde TSS udává celkovou proměnlivost vysvětlující proměnné, RSS udává vysvětlenou proměnlivost vysvětlující proměnné a ESS udává nevysvětlenou proměnlivost vysvětlující proměnné.

Hodnota R^2 se pochybuje v intervalu od 0 do 1. Pokud $R^2 = 1$ všechny body leží přímo na vyrovnané regresní křivce. Čím blíže je hodnota koeficientu determinace k nule, tím menší vysvětlovací schopnosti má regresní model. Při hodnotě $R^2 = 0$ regresní model vůbec nevysvětluje rozložení hodnot. Koeficient determinace má některé nedostatky, nereaguje na změny počtu pozorování v regresním modelu, s růstem čísla vysvětlujících proměnných hodnota koeficientu determinace roste. Proto je při posuzování kvality regresního modelu lepší použít korigovaný koeficient determinace, který se vypočítá pomocí vzorce

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - k},$$

kde k udává počet regresorů a $n - k$ rozsah souboru. Korigovaný koeficient determinace penalizuje nadměrný počet nevýznamných proměnných a proto může nabývat i záporných hodnot. Pokud tento stav nastane můžeme jej považovat za nulový. (Hančlová, 2012)

Korigovaný koeficient determinace, pokud je aplikovaný na posouzení výběru vysvětlujících proměnných nedostatečně penalizuje narůstající počet regresorů, a proto se často pro výběr vhodného regresního modelu používají informační kritéria, u kterých je tato penalizace daleko výraznější. Zde uvedeme dvě nejpoužívanější kritéria: Akaikého informační kritérium (AIC) a Bayesovské informační kritérium (BIC).

$$AIC = \ln\left(\frac{ESS}{n}\right) + \frac{2k}{n},$$

$$BIC = \ln\left(\frac{ESS}{n}\right) + \ln(n) \frac{k}{n}.$$

Při volbě nejvhodnějšího modelu vybereme model s minimální hodnotou informačního kritéria.

Testování statistických hypotéz

Hendl(2006) v své knize uvádí následující všeobecný postup testování statistických hypotéz:

1. Stanovení nulové (H_0) a alternativní (H_A) hypotézy. Podstatou nulové hypotézy je tvrzení, jehož pravdivost bude testovaná. Alternativní hypotéza zahrnuje zbývající tvrzení zájmu, pokud nulová hypotéza neplatí.
2. Zvolení úrovně chyby rozhodování. Určení hladiny významnosti (α), což je pravděpodobnost, že se zamítne nulová hypotéza, ačkoliv platí. Hladina spolehlivosti α je obvykle stanovena na 1 % nebo 5 % hranici.
3. Výpočet testovací statistiky.
4. Vyhodnocení testů, které lze provést třemi způsoby: pomocí kritického oboru, intervalu spolehlivosti nebo p-hodnoty.

Dále popíšeme nejpoužívanější testy a analýzy, které se používají při ekonometrické analýze.

Testování významnosti regresních parametrů

Jednotlivé regresní parametry lze považovat za významné, pokud jsou odlišné od nuly. V nulové hypotéze H_0 testujeme nevýznamnost regresních parametrů ($\beta_i = 0$). Alternativní hypotéza bude oboustrannou, protože regresní koeficienty mohou nabývat jak kladných, tak i záporných hodnot a testovat naopak budeme významnost ($\beta_i \neq 0$). Pro výpočet testovací statistiky použijeme následující vzorec:

$$t_{vyp} = \frac{\hat{\beta}_i - 0}{\hat{\sigma}_{\beta_i}},$$

kde $\hat{\sigma}_{\beta_i}$ je populační směrodatná odchylka parametrů β_i .

Vypočtená t-statistika (t_{vyp}) má Studentovo t-rozdělení s $n - k$ stupni volnosti. Rozhodnutí o zamítnutí nebo přijetí nulové hypotézy lze přijmout pomocí kritického oboru. Kritický obor bude $(-\infty; -t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n - k)) \cup (t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n - k); +\infty)$. Nulovou hypotézu zamítáme pokud vypočtená t-statistika spadá do kritického oboru. (Hančlová, 2012)

Test průkaznosti modelu

Test průkaznosti modelu jako celku nebo F-test testuje schopnost jednotlivých regresorů vysvětlit změny vysvětlované proměnné. Nulová hypotéza předjímá, že žádný z regresorů modelu není schopen vysvětlit změny vysvětlované proměnné a se rovnají nule ($H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$), což říká, že regresní model s danými regresory nemá žádný význam. Alternativní hypotéza tvrdí, že alespoň jeden z regresorů je odlišný od nuly. (Cipra, 2008) V praxi pro analýzu významnosti zdrojů variability používají analýzu rozptylu ANOVA. Výpočet testovací statistiky získáme na základě rovnice:

$$F_{vyp} = \frac{ESS/(k - 1)}{RSS/(n - k)}.$$

Testové kritérium má F-rozdělení o $v_1 = k - 1$ a $v_2 = n - k$ stupních volnosti. Pro vyhodnocení daného testů pomoci kritického oboru stanovíme kritický obor, který je vymezen $F_{1-\alpha}$. Pokud se vypočtená F-statistika nachází v kritickém oboru, H_0 zamítáme a odhadnutý model lze považovat za špatně specifikovaný. (Hančlová, 2012)

Jedním z testů špatné specifikace modelu je analýza reziduální složky, který se opírá o grafickou analýzu a porovnání reziduálních složek modelů a zkoumání cyklických změn. Když vývoj reziduální složky probíhá ve svém konfidenčním intervalu s danou pravděpodobností a nevykazuje systematické změny, lze považovat model za správně specifikovaný. (Hančlová, 2012)

Testování významnosti koeficientu korelace

Někdy má korelační koeficient vcelku vysokou hodnotu, ale to ještě neznamená, že existuje příčinná závislost mezi proměnnými. Pro ověření předpokladu o nulové hodnotě korelačního koeficientu, stanovíme nulovou hypotézu, že korelační koeficient se rovna nule ($H_0 : \rho_{yx} = 0$). Alternativní hypotéza tehdy předjímá, že hodnota korelačního koeficientu je odlišná od nuly. Pro výpočet testovací statistiky použijeme t-statistiku

$$t = \frac{r_{yx}\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{yx}^2}},$$

která má Studentovo rozdělení $(n-2)$ stupni volnosti. Oboustranný kritický obor bude $(-\infty; -t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-2)) \cup (t_{\frac{\alpha}{2}}(n-2); +\infty)$. Hypotézu zamítáme pokud vypočtená t-statistika patří do kritického oboru. (Hindls, Hronová a Seger, 2003)

Testování chybné specifikace modelu

Na začátku převedeme základní specifikační chyby, jakými jsou vynechání podstatné vysvětlující proměnné, zahrnutí nepodstatných vysvětlujících proměnných a použití špatné funkční formy. K nejpoužívanějším testům k detekci specifikačních chyb patří Ramsey test, Durbinův-Watsonův test, analýza reziduální složky a LM testy specifikace.

Ramsey test (RESET) předpokládá, že reziduální složka nám může pomoci v odhadu špatné specifikace modelu. Pokud se do deterministické části původního zkoumaného regresního modelu přidá odhadnutá predikovaná proměnná ve formě druhé a třetí mocniny a touto změnou došlo k výraznému zvýšení koeficientu determinace, lze předpokládat, že model je špatně specifikován. Nulovou hypotézou testuje se správná specifikace modelu. Výpočet testovací statistiky se provede podle vzorce:

$$F_{vyp} = \frac{(R_{S_2}^2 - R_{S_1}^2)/2}{(1 - R_{S_2}^2)/(n - (k + 2))},$$

kde R_{S_1} je koeficient determinace pro původní regresní model, R_{S_2} je koeficient determinace pro rozšířený regresní model.

Kritický obor je vymezen nerovností $F_{vyp} > F_{1-\alpha}$. Pokud se vypočtená F-statistika nachází v kritickém oboru, H_0 zamítáme a odhadnutý model lze považovat za špatně specifikovaný. (Hančlová, 2012)

Jedním z testů špatné specifikace modelu je analýza reziduální složky, který se opírá o grafickou analýzu a porovnání reziduálních složek modelů a zkoumání cyklických změn. Když vývoj reziduální složky probíhá ve svém konfidenčním intervalu s danou pravděpodobností a nevykazuje systematické změny, lze považovat model za správně specifikovaný. (Hančlová, 2012)

Testování autokorelace

Autokorelace je důležitým předpokladem odhadu lineárního regresního modelu, o autokorelaci hovoříme pokud náhodná složka modelu v libovolném období pozorování zkorelována s náhodnou složkou v minulém období nebo s náhodnými složkami v několika předcházejících obdobích.

Durbinův-Watsonův test autokorelace reziduí prvního řádu má také použití při testování chybné specifikace modelu. Nízká hodnota DW testovací statistiky signalizuje chybu ve specializaci modelu a pozitivní autokorelaci prvního řádu.

Pro testování autokorelace stavíme nulovou hypotézu o zcela náhodném charakteru reziduí, alternativní hypotéza předpokládá existence autokorelace prvního řádu. Výpočet testovací statistiky lze provést pomocí vzorce :

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

kde e_t je odchylka skutečné a teoretické hodnoty v časový okamžik t .

Přesná výběrová rozdělení statistiky d závisí na konkrétních hodnotách matice vysvětlujících proměnných a proto lze pouze stanovit horní (d_H) a dolní (d_D) meze statistiky pro daný počet stupňů volnosti $n - k$, jejich hodnoty jsou tabelované. Výpočtenou d statistiku pak srovnáme s kritickými hodnotami d_H a d_D pro požadovanou hladinu významnosti a příslušný počet stupňů volnosti.

Nulovou hypotézu zamítáme, je-li $0 < d < d_D$, zatímco pro $4 - d_D < d < 4$ akceptujeme alternativní hypotézu záporné autokorelace prvního řádu. Pokud $d_H < d < 4 - d_H$ nulovou hypotézu nezamítáme. Když $d_D \leq d \leq d_H$ a případně $4 - d_D \geq d \geq 4 - d_H$, výsledky testů jsou neprůkazné.

Při verifikaci negativní autokorelace vzhledem k symetrickému charakteru výběrového rozložení statistika d leží v intervalu od nuly do čtyř a je centrována kolem hodnoty dva. Formulujeme-li nulovou hypotézu $\rho = 0$ a alternativní hypotézu jak $\rho \neq 0$, pak odmítneme nulovou hypotézu pro $d < d_H$ nebo $4 - d_h < d$. (Hušek, 2007)

Testování heteroskedasticity

Jedním z předpokladů lineárního regresního modelu je homoskedasticita, která je charakterizována konstantním rozptylem náhodných složek a reziduí modelu. K zjišťování heteroskedasticity lze použít celou řadu testů. Mezi testy patří např. Spearmanův test, Goldfeldův-Quandtův test, Glejserův test, Breuschův-Paganův test a také Whiteův test, kterému se budeme podrobněji věnovat. (Hušek, 2007).

Whiteův test se používá k detekci heteroskedasticity regresního modelu. Nulová hypotéza předjímá homoskedasticitu modelu, pokud alternativní hypotéza předpokládá heteroskedasticitu. Whiteův test v tomto případě vytvoří pomocný model, který je lineární regresi čtverců OLS-reziduí na konstantu, původní regresory, jejich

čtverce a jejich součiny za předpokladu normální rozdělené reziduální složky. Tento test lze provést v softwaru Gretl, který budeme používat v své práci. Vyhodnocení testů lze provést pomocí p-hodnoty, pokud vypočtená pomocí softwaru p-hodnota větší než stanovená hladina významnosti, tehdy nulovou hypotézu zamítáme. (Cipra, 2008)

Testování multikolinearity modelu

Nezbytným předpokladem pro reálný odhad parametrů lineárního regresního modelu je absence multikolinearity. Vysvětlující proměnné by neměly být perfektně lineárně z Korelovány a žádnou z nich by nemělo být možné vyjádřit jako lineární kombinaci jiných proměnných a matice X . K diagnostikování multikolinearity lze použít různé techniky a nástroje. Jedná se o korelační matice vysvětlujících proměnných, vícenásobný koeficient korelace nebo různé míry korelovanosti. (Hušek, 2007)

Jedním z nich je faktor změny variability (VIF), který lze vypočítat pomocí vzorce:

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_{X_i}^2},$$

kde $R_{X_i}^2$ je koeficient determinace, který je prochází z regresního modelu, kdy X_i vysvětlujeme prostředstvím ostatních vysvětlujících proměnných.

Když $R_{X_i}^2 = 0$, $VIF_i = 1$ a v případě $R_{X_i}^2 = 1$, $VIF_i \rightarrow \infty$. Čím vyšší je faktor změny, tím vyšší je závislost X_i na ostatních faktorech. Pro $VIF_i > 10$ se multikolinearita považuje za velmi pravděpodobnou. (Hančlová, 2012)

Testování normality

Při testování normality reziduální složky se používají jak grafické nástroje (pravděpodobnostní P-P a Q-Q graf, histogram rozdělení četností reziduí), tak i neparametrické testy normality (Jarque-Bera test, Kolmogorovův-Smirnovův test a test dobré shody). Při testování normality reziduální složky pomocí χ^2 -testu dobré shody, předpokládá nulová hypotéza normální rozdělení a alternativní hypotéza porušení předpokladu normality. Výpočet testovací statistiky, lze provést pomocí následujícího vzorce:

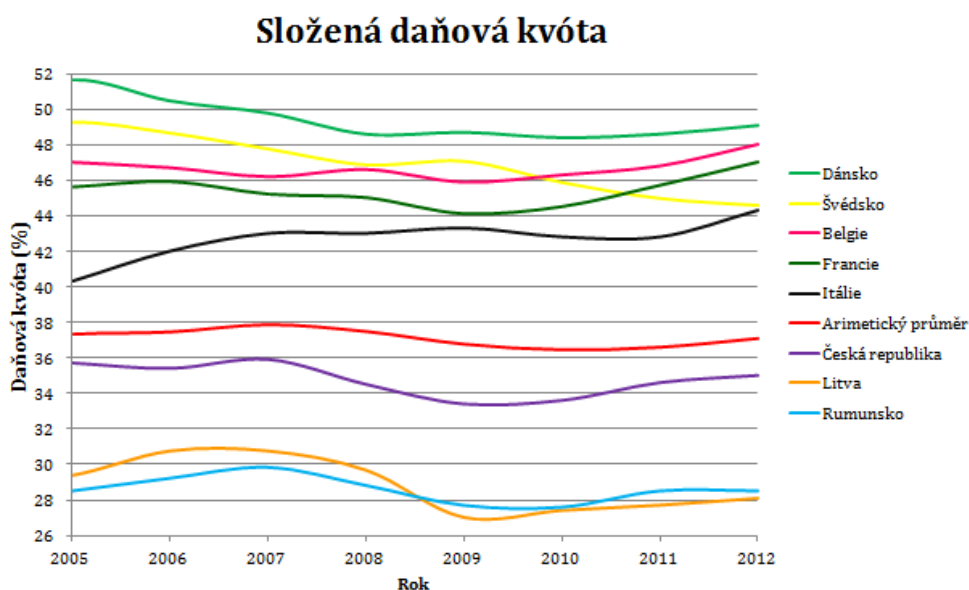
$$\chi^2 = \sum_{i=1}^M \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i},$$

kde O_i udává empirické četnosti v i -té třídě a E_i udává očekávané četnosti v i -té třídě, $i = 1, 2, \dots, m$. Rozhodnutí o zamítnutí nulové hypotézy lze přijmout, pokud platí nerovnost $\chi_{vyp}^2 > \chi_{1-\alpha}^2(m-1)$ a lze říci, že normální pravděpodobnostní rozdělení reziduální složky je porušeno. (Hančlová, 2012)

4 Vlastní práce

4.1 Vztah Giniho koeficientu a daňové kvóty

V této části se práce budeme věnovat ověření závislosti mezi nejpoužívanějšími ukazateli příjmové nerovnosti a daňového zatížení, tedy Giniho koeficientem (Y) a daňovou kvótou (X) za rok 2005 a 2012 ve státech EU. Nejdříve provedeme pomocí grafického zobrazení dat vizuální analýzu a celkové posouzení datového souboru, které nám poskytne rychlou a přehlednou představu o tendencích a charakteristických rysech údajů. Následně spočítáme a znázorníme prostřednictvím grafu aritmetický průměr a ukazatele daňové kvóty v jednotlivých státech EU za zkoumanou periodu, tedy roky 2005–2012 (Obrázek 5.).

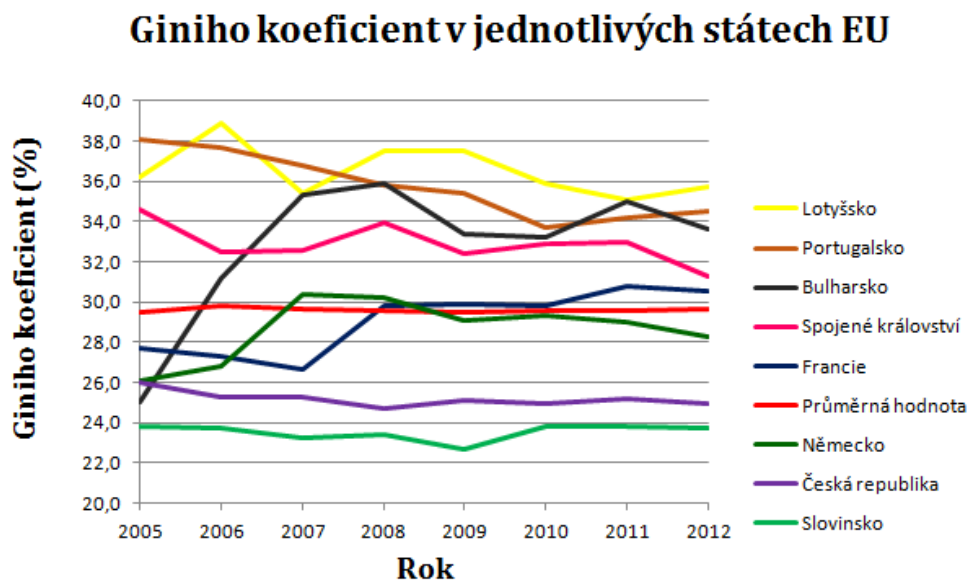


Obrázek 5: Složená daňová kvóta za roky 2005–2012 v jednotlivých státech EU

Nejnižších hodnot daňová kvóta dosahuje v Rumunsku, Lotyšsku, Litvě a Bulharsku a pohybuje se v rozmezí 27 %–28 %, což je značně pod průměrem. Naproti tomu v typických státech blahobytu – Dánsku, Švédsku a Belgii hodnoty daňové kvóty dosahují 48–51,7 % maximálních hodnot za zkoumanou periodu, což lze logicky vysvětlit tím, že vlády těchto států potřebují k vedení své hospodářské politiky velké finanční prostředky a hlavním zdrojem příjmů veřejného rozpočtu vždy byly daňové příjmy. Švédsko a Dánsko za celou zkoumanou periodu vykazují klesající trend daňového zatížení. Belgie se od roku 2010 znovu vrátila k rostoucímu trendu a v roce 2012 přesáhla hodnotu z roku 2005 o 1 procentní bod.

Zajímavý rostoucí trend také vykazuje Itálie, kde daňová kvóta za zkoumaných osm let vzrostla o 4 %. Daňová kvóta České republiky za celé zkoumané období leží pod průměrem a podstatně se liší od průměru o 1–3 %. Z grafu vidíme, že svého

vrcholu aritmetický průměr složené daňové kvóty v EU dosahuje v roce 2007 a pak prudce kleslá o 1,38 %, což bylo spojené s celosvětovou ekonomickou krizí, která začala v roce 2007 v Americe a v roce 2008 postoupila také do Evropy. Většina států EU v tomto období vykazovala záporné tempo růstů HDP a vysoké deficity veřejných financí.



Obrázek 6: Giniho koeficient za 2005–2012 rok v jednotlivých státech EU

Z obrázku 6 vidíme, že průměr Giniho koeficientu v období od roku 2005 do roku 2012 se téměř neliší. Spojnice bodů aritmetického průměru prakticky tvoří přímkou a hodnoty se pochybují mezi hranicemi 29,46 %–29,79 %. Česká republika patří mezi jeden z třech států s nejnižší hodnotou Giniho koeficientu a nachází pod průměrem v celém zkoumaném období, což vypovídá o docela nízké nerovnosti v rozdělení příjmů mezi obyvatelstvem. Také největší rovnoměrnost v rozdělení příjmů v průměru za zkoumané období vykazují Slovinsko a Švédsko. Minimální hodnota Giniho koeficientu byla dosažena ve Slovinsku v 2009 roce a nabyla hodnoty 22,7 %. Hůře jsou na tom Lotyšsko, Portugalsko a Litva, u kterých daný index je značně nad průměrem a mají větší nerovnost v rozdělení příjmů mezi obyvatelstvem. Lotyšsko nejenom vykazuje ve zkoumaném období nejvyšší hodnotu Giniho koeficientu (38,9 %), ale taky vykazuje největší hodnotu aritmetického průměru mezi jednotlivými státy EU.

Jak vidíme z grafu na obrázku 6 lze pozorovat značný růst Giniho koeficientu v Bulharsku. Z původních 25,0 % v roce 2005 vzrostl koeficient na 33,6 % v roce 2012. Francie vykazuje stejný, ale mírnější trend, což znamená, že se hodnota Giniho koeficientu stala od roku 2008 větší, než aritmetický průměr koeficientu států EU. Portugalsko vykazuje opačný trend. Giniho koeficient se snížil z 38,1 % na 34,5 %, ale stále se nachází značně nad průměrem. Přičemž většina členských států (53,57 %) vykazují podprůměrnou hodnotu Giniho koeficientu.

Tabulka 1: Popisné charakteristiky

Popisná charakteristika	2005		2012	
	Daňová kvóta	Giniho koeficient	Giniho koeficient	Daňová kvóta
Průměr	37,33	29,46	29,62	37,10
Medián	36,65	27,85	30,20	36,25
Variační rozpětí	23,20	14,70	12,00	21,60
Směrodatná odchylka	6,13	4,31	3,51	6,50
Variační koeficient	0,16	0,15	0,12	0,18
Šikmost	0,66	0,44	0,05	0,19
Špičatost	-0,279	-1,060	-1,185	-0,984

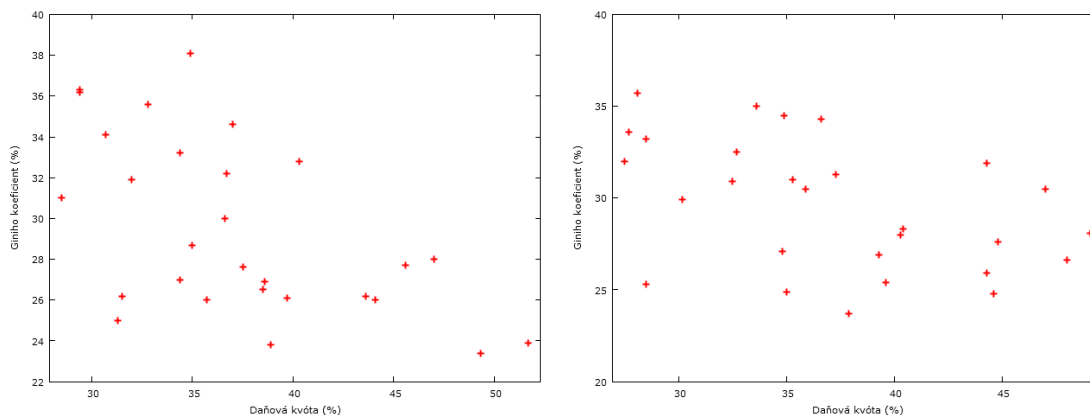
Pro další analýzu dat pomoci programu Gretl spočítáme popisné statistiky (Tabulka 1.). Při porovnání aritmetického průměru a mediánu, daňové kvóty i Giniho koeficientu vidíme, že se jejich hodnoty vzájemně téměř neliší, což poukazuje na to, že by se v souboru dat neměly vyskytovat žádné extrémní hodnoty. Variační rozpětí ukazuje rozdíl mezi maximální a minimální hodnotou v souboru dat. Tuto charakteristiku lze spíše použít pro detekci extrémních hodnot v datovém souboru. Pokud je hodnota variačního rozpětí příliš velká lze předpokládat velké rozptýlení hodnot. A proto je častěji k popisu míry variability dat používaná směrodatná odchylka, která udává rozptýlení hodnot kolem průměru. Variační koeficient můžeme použít pro porovnání variability daňové kvóty nebo Giniho koeficientu v roce 2005 a 2012. Porovnání variačního koeficientu ukazuje, že rovnoměrnější je rozdělení daňové kvóty v 2005 roce a Giniho koeficientu v roce 2012.

Pomoci koeficientu šikmosti a špičatosti zjistíme podobu rozdělení hodnot Gaussově křivce. Vypočítané koeficienty šikmosti nabývají hodnot větší než nula, což vypovídá o nesymetrickém rozdělení hodnot, které je zešikmené doprava. Nejvíce se k nule přibližuje hodnota koeficientu šikmosti u Giniho koeficientu za 2012 rok, což udává, že toto rozdělení je přibližně symetrické. Koeficienty špičatosti u proměnných jsou záporné a křivky budou špičatější, než u normálního rozdělení.

4.2 Specifikace modelu

V rámci specifikace zkoumáme závislost Giniho koeficientu na daňové kvótě v státech EU za rok 2005 a 2012. Rozsah výběru reprezentuje 28 pozorování, což odpovídá počtu států EU. Sestavíme bodový graf, který nám může napomoci vizuálně určit správnou funkční formu modelu. Na obrázku 7 jsou zobrazeny bodové grafy závislosti proměnných za rok 2005 a 2012. Grafy reprezentují pohled ve kterém se domníváme, že funkční forma závislosti bude spíše odpovídat klesající křivce. K určení funkční formy modelu nám dále může napomoci korigovaný koeficient determinace a informační kritéria (Tabulka 2). Přičemž, u korigovaného koeficientu determinace platí maximalizační kritérium, naopak u informačních kritérií platí minimalizační kritérium.

Jak lze vidět z tabulky 2 u lineárně-logaritmické funkční formy v roce 2005 vyšel adjustovaný koeficient determinace větší, než u ostatních funkčních forem.



Obrázek 7: Bodové grafy Giniho koeficientu a daňové kvóty za rok 2005 a 2012

Tabulka 2: Hodnocení kvality regresního modelu

Funkční forma	$R^2_{adj.}$		AIC		BIC		HQC	
	2005	2012	2005	2012	2005	2012	2005	2012
lineární	0,30	0,18	153,15	146,01	155,82	148,67	153,97	146,82
kvadratická	0,27	0,17	155,09	147,45	159,08	151,45	156,31	148,67
kubická	0,24	0,16	157,05	148,66	162,38	153,99	158,68	150,29
inverzní	0,30	0,19	153,21	145,64	155,87	148,31	154,02	146,46
lin.-logarit.	0,30	0,19	153,08	145,75	155,74	148,41	153,89	146,56

Akaikovo, Schwarzovo a Hannah-Quinnovo kritérium je naopak nejmenší u lineárně-logaritmické funkční formy. Jako nejvhodnější funkční formu závislosti v roce 2005 lze tedy vybrat lineárně-logaritmickou. Pokud popisujeme závislost v roce 2012 pak jako nejvhodnější funkční formu, podle koeficientu determinace a informačních kritérií, lze vybrat inverzní funkční formu. Pokud ji však porovnáme s lineární funkční formou získáme rozdíl, který je velmi zanedbatelný. V takovém případě je vhodnější dále pracovat s lépe interpretovatelnou lineární funkční formou, kterou tak uznáváme za nejvhodnější.

Pokud porovnáme adjustovaný koeficient determinace v roce 2012 s rokem 2005 uvidíme, že klesá o 12 procentních bodů, což ukazuje na fakt, že model 2005 roku vysvětluje 30 % celkové variability modelu a model roku 2012 pouze 18 %.

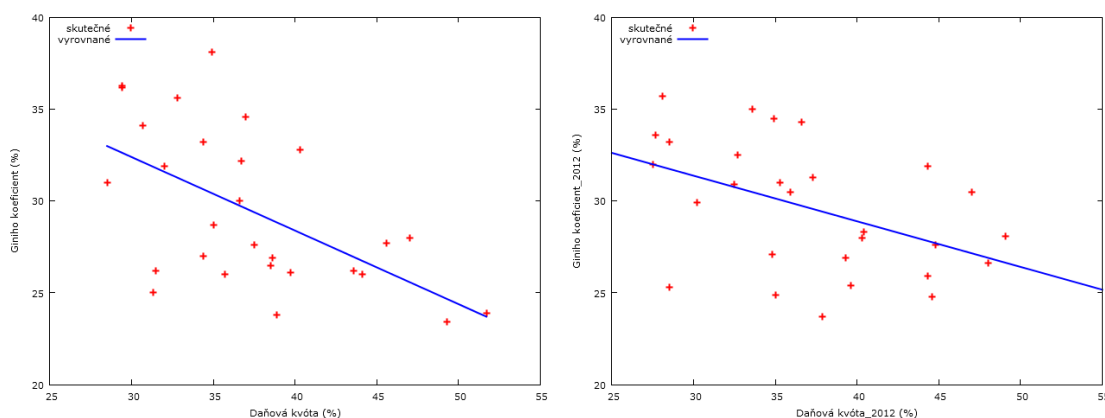
Závislost lze tedy zapsat ve tvaru:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_t,$$

kde Y_i je hodnota Giniho koeficientu i -tého státu v procentech, X_i je daňová kvóta i -tého státu v procentech, ε_t je chybový člen i -tého státu.

Následující graf poukazuje na vhodnost navrhané lineární funkční formy (Obrázek 8). Z bodového grafu můžeme vysledovat, že křivky závislosti jsou v obou sledovaných rocích klesající, ale v roce 2005 křivka je poněkud strmější.

Obecně můžeme očekávat, že při růstu daňového zatížení obyvatelstva klesá příjmová nerovnost ve společnosti. Přičemž z ekonomické teorie známe, že ukazatel



Obrázek 8: Proložení empirických hodnot sledovanými funkčními formami za rok 2005 a 2012

příjmové nerovnosti, Giniho koeficient (Y), může dosahovat jenom kladných hodnot v intervalu od 0 do 100%. Ukazatel daňového zatížení, daňová kvóta (X) nemůže nabývat záporných hodnot. Tedy očekáváme parametr $\beta_0 \geq 0$ a parametr $\beta_1 < 0$. Taktéž očekáváme závislost mezi zkoumanými veličinami $Y = f(X^+) + \varepsilon$.

4.3 Kvantifikace modelu

Odhad koeficientu regresní rovnice a parametru rozdělení náhodné složky v datovém souboru provedeme metodou nejmenších čtverců v programu Gretl (Tabulka 3.).

$$Y_{2005} = 44,42 - 0,40X_i \quad Y_{2012} = 38,84 - 0,25X_i$$

Tabulka 3: Odhady koeficientů modelu

Koeficient	Odhad		Směr.chyba		t-statistika		p-hodnota	
	2005	2012	2005	2012	2005	2012	2005	2012
β_0	44,4196	38,8397	4,2729	3,5315	10,40	11,00	< 0,001	< 0,001
β_1	-0,4007	-0,2485	0,1130	0,0938	-3,55	-2,65	0,0015	0,0136

V obou případech nabývá parametr β_0 kladných hodnot, které vyjadřují očekávanou hodnotu Giniho koeficientu při nulovém daňovém zatížení. V roce 2012 daný parametr poklesl v porovnání s rokem 2005 o 5,58 procentních bodů, což by odpovídalo poklesu příjmové nerovnosti při nezměněné hodnotě parametru β_0 . Směrnice β_1 je zápornou hodnotou, což ukazuje na to, že máme klesající funkční formu. Vidíme pokles absolutní hodnoty směrnice o 0,15 procentního bodu, což ukazuje střední změnu Giniho koeficientu při jednotkové změně daňové kvóty bude menší v roce 2012 o 0,15 a křivka bude mít mírnější pokles. Hodnoty směrodatných chyb ukazují, že se v průměru dopustíme chyby odhadu u β_0 4,3 % v roce 2005 a 3,5% v roce 2012. Pomocí p-hodnot a t-statistik můžeme posuzovat o průkaznosti regresních parametrů.

4.4 Verifikace modelu

Ekonomická verifikace

Při specifikaci modelu jsme udělali předpoklad očekávaných znamének směrnic a úrovnových konstant lineárních modelů. Můžeme tedy dospět k závěru, že získané odhady parametrů splňují stanovená teoretická očekávání a odhadnutý model je adekvátním, zjednodušeným zobrazením zkoumaného ekonomického vztahu:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{0(2005)} &= 44,42, & \hat{\beta}_{0(2012)} &= 38,84, & \beta_0 &\geq 0, \\ \hat{\beta}_{1(2005)} &= -0,40, & \hat{\beta}_{1(2012)} &= -0,25, & \beta_1 &< 0. \end{aligned}$$

Statistická verifikace

Testování průkaznosti regresního modelu (F-test).

Statistickou významnost modelu jako celku lze testovat pomocí F poměru. Stanovíme nulovou hypotézu (H_0), že model není statisticky průkazný tj. žádný z regresních koeficientů není odlišný od nuly. Alternativní hypotéza (H_1) tvrdí naopak, že model je statisticky průkazný tj. alespoň jeden z regresních koeficientů je odlišný od nuly. V programu Gretl provedeme analýzu rozptylu ANOVA odhadnutého námi regresního modelu (Tabulka 4).

Tabulka 4: Tabulka ANOVA

Zdroj	Suma čtverců		Stupně volnosti	Střední čtverec		F-statistika	
	2005	2012		2005	2012	2005	2012
Regrese (RSS)	163,10	70,53	1	163,10	70,53	12,57	7,02
Rezidua (ESS)	337,37	261,40	26	12,98	10,05		
Celkem (TSS)	500,46	331,93	27	18,54	12,29		

Kritický obor Fisherova-Snedecorova rozdělení pro hypotézu na hladině průkaznosti 5 % je $W = \langle F_{1-\alpha}(k-1; n-k); \infty \rangle \Rightarrow W = \langle F_{0,950}(1; 26); \infty \rangle \Rightarrow W = \langle 4, 2252; \infty \rangle$

Získané F-statistiky náleží kritickému oboru, proto na zvolené hladině významnosti a pro dané počty stupňů volnosti hypotézu H_0 o neprůkaznosti modelu zamítáme ve prospěch alternativní hypotézy. Obě odhadnuté regresní modely považujeme za statistické průkazné. Pro ověření se také můžeme podívat na p-hodnoty, které jsou $p_{2005} = 0,0015$ a $p_{2012} = 0,0136$, což v obou případech vychází menší, než α , tedy menší, než 0,05. Dostaneme se tedy ke stejnému závěru, že modely jsou statistické průkazné na hladině významnosti 5 %.

Testování průkaznosti regresních parametrů.

Statistickou průkaznost odhadnutých parametrů lze ověřit pomocí t-testu. Testujeme nulovou hypotézu, že libovolný regresní parametr β_j není statistické průkazný ($\beta_{0,1} = 0$), což znamená, že regresní parametr a příslušná vysvětlující proměnná nemá žádný vliv na vysvětlovanou proměnnou. Alternativní hypotéza udává, že $\beta_{0,1}$ je statisticky průkazný ($\beta_{0,1} \neq 0$).

$$t_{\beta_0 2005} = \frac{44,4196}{4,27286} = 10,40 \quad t_{\beta_1 2005} = \frac{-0,400679}{0,113015} = -3,55$$

$$t_{\beta_0 2012} = \frac{38,8397}{3,53151} = 11,00 \quad t_{\beta_1 2012} = \frac{-0,248495}{0,0938178} = -2,65$$

Kritický kvantil Studentova rozdělení pro oboustrannou hypotézu na hladině průkaznosti 5 % je $t_{0,975}(26) = 2,056$, z toho kritický obor je $W = (-\infty; -2,056) \cup (2,056; \infty)$.

Vypočtené t-statistiky spadají do kritického oboru a proto zamítáme H_0 o statistické neprůkaznosti β_0 a β_1 v roce 2005, 2012 považujeme za statistické průkazné na hladině významnosti 5 %. K stejnému závěru přispějeme při hodnocení pomocí p-hodnot, které představené v tabulce 3, jak vidíme p-hodnoty v obou zkoumaných periodách jsou menší, než zvolená hladina významnosti a proto zamítáme nulovou hypotézu.

Interval spolehlivosti pro regresní koeficienty

Zamítnutí nulové hypotézy o statistické nevýznamnosti regresních koeficientu ještě neznamena, že bodové odhady provedené metodou nejmenších čtverců jsou přesnými odhady skutečných hodnot regresních parametru a proto je vhodné určit stupeň shody odhadnuté a skutečné hodnoty konkrétního regresního koeficientu lineární regresní závislosti pomocí stanovení jeho skutečné hodnoty intervalu spolehlivosti s hladinou spolehlivosti 95%, ve zbývajících 5% bude hodnota parametru mimo konfidenční interval. Výpočet oboustranného intervalu spolehlivosti pro regresní koeficienty provedeme v Gretlu

$$(35,6367 \leq 44,4196 \leq 53,2026), \quad (31,5806 \leq 38,8397 \leq 46,0988),$$

$$(-0,63299 \leq -0,40068 \leq -0,16837), \quad (-0,44134 \leq -0,248495 \leq -0,055649).$$

Z nerovnosti je zřejmé, že intervaly spolehlivosti pro β_0 a pro β_1 nezahrnují nulu, a proto lze usoudit na hladině významnosti $\alpha = 5\%$, že koeficienty β_0 a β_1 jsou průkazné v obou zkoumaných periodách, což taky potvrzuje t-test.

Pás spolehlivosti

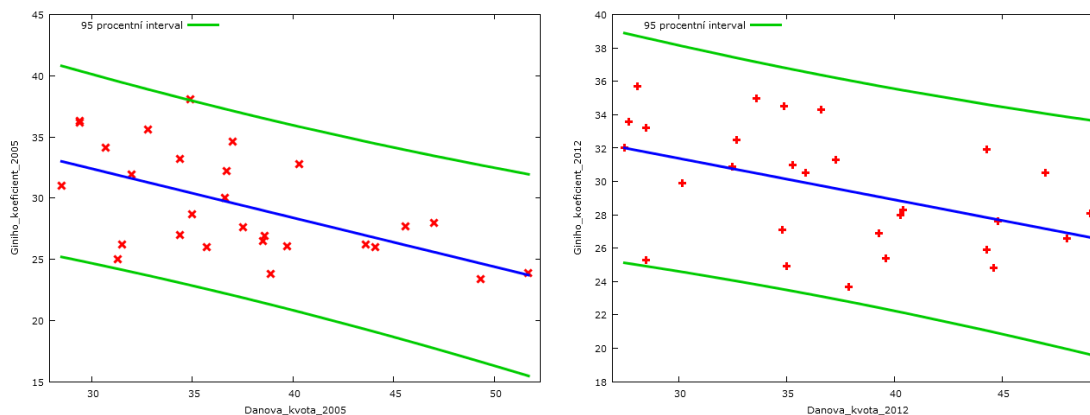
Predikční interval pro regresní model je vymezen hranicemi, které s pravděpodobností 95 % ohraničují plochu, v níž se vyskytují empirické hodnoty rozptýlené kolem regresní funkce, jenž představuje teoretické hodnoty (Obrázek 9).

Ekonometrická verifikace

V této části práce ověříme splnění předpokladů klasického lineárního regresního modelu při hladině významnosti $\alpha = 0,05$, nutných k úspěšné aplikaci modelu. Analýzu budeme provádět v programu Gretl pomocí různých testů.

I. Regresní model je lineární v parametrech, je správně specifikován a má aditivně připojen chybový člen. Daný předpoklad bude testován pomocí testů chybné specifikace modelu takových jako RESET test, LM test (mocniny) a LM test (logaritmy). Nulovou hypotézou v těchto testech bude správná specifikace modelu a alternativní hypotézou je chybná specifikace modelu.

Jak vidíme z tabulky 5, p-hodnoty ve všech případech jsou větší, než stanovená hladina významnosti, což znamená, že nulové hypotézy nezamítáme. Odhadnutý



Obrázek 9: Pás spolehlivosti kolem zvolených regresních modelu (2005, 2012)

Tabulka 5: Testy specifikace modelu

Název testů	p-hodnota (2005)	p-hodnota (2012)	Závěr
RESET	0,958	0,562	H_0 nezamítáme
LM (mocniny)	0,798	0,458	H_0 nezamítáme
LM (logaritmy)	0,786	0,510	H_0 nezamítáme

model je považován za správně specifikovaný, zvolená funkční forma je považována správnou, z toho plyne, že předpoklad I. není porušen.

II. Chybový člen má nulovou střední hodnotu. Tento předpoklad předjímá, že chybový člen pochází z rozdělení s nulovou střední hodnotou. Známe, že pokud, jak v našem případě, používáme k odhadu regresních parametrů metodu OLS, podmínka nulového průměru chybového členu je automaticky splněna.

Je však ještě třeba pomocí t-testu ověřit splnění daného předpokladu. Nulová hypotéza udává nulovost střední hodnoty reziduí a alternativní hypotéza tvrdí, že střední hodnota chybového členu je odlišná od nuly.

Kritický kvantil Studentova rozdělení pro oboustrannou hypotézu na hladině průkaznosti 5 % je $t_{0,975}(27) = 2,0518$, z toho kritický obor je $W = (-\infty; -2,0518) \cup (2,0518; \infty)$.

Testování provedeme pomocí t-testu v Gretlu. Výpočtené testovací statistiky jsou $t_{2005} \doteq 0$ a $t_{2012} \doteq 0$, p-hodnota pro oboustrannou hypotézu se rovnají 1, což znamená, že nulovou hypotézu nezamítáme.

III. Všechny vysvětlující proměnné nejsou korelované s chybovým členem. Daný předpoklad při odhadu parametru regresního modelu pomocí metody nejmenších čtverců u průřezových dat měl by být vždy automaticky splněn.

Zkontrolujeme splnění daného kritéria pomocí t-testu, nulová hypotéza tvrdí, že párový korelační koeficient je statisticky nevýznamný a rovná se nule. Alternativní hypotéza udává, že párový koeficient korelace je odlišný od nuly. Testovací

statistiky jsou $t_{2005} \doteq 0$, s oboustrannou p-hodnotou 1 a $t_{2012} \doteq 0$, s oboustrannou p-hodnotou 1.

Kritický kvantil Studentova rozdělení pro oboustrannou hypotézu na hladině průkaznosti 5 % je $t_{0,975}(26) = 2,056$, z toho kritický obor je $W = (-\infty; -2,056) \cup (2,056; \infty)$.

Nulovou hypotézu nezamítáme tj. vysvětlující proměnné nejsou korelované s chybovým členem párový korelační koeficient považujeme za statisticky významný. Předpoklad III. není porušen.

IV. Pozorování chybového členu jsou nekorelována se sebou samými. Daný předpoklad je určen pouze pro časové řady.

V. Chybový člen má konstantní rozptyl, což znamená, že platí homoskedasticita chybového členu. Pro ověření daného předpokladu jsme využili Whiteův a Breuschův-Paganův test (Tabulka 6.). V obou případech nám vyšlo, že p-hodnota $> \alpha$, což znamená, že chybový člen má konstantní rozptyl (nemá se měnící variabilitu). Daný předpoklad není porušen.

Tabulka 6: Testy detekce heteroskedasticity chybového členu

Název testů	p-hodnota (2005)	p-hodnota (2012)	Závěr
Whiteův test	0,158	0,481	H_0 nezamítáme
Breuschův-Paganův test	0,124	0,439	H_0 nezamítáme

VI. Žádná vysvětlující proměnná není perfektní lineární kombinací jiné vysvětlující proměnné. Daný předpoklad je určen pouze pro $y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$, naše funkce má tvar $y = f(x)$.

VII. Chybový člen má normální rozdělení. Pro určení hypotézy jsme testovali normalitu chybového členu pomocí Chí-kvadrát testu a Shapirova-Wilkova testu (Tabulka 7). Vyšlo nám, že p-hodnota $> \alpha$, což znamená, že chybový člen má normální rozdělení.

Tabulka 7: Testy normality

Název testů	p-hodnota (2005)	p-hodnota (2012)	Závěr
Chí-kvadrát test	0,974	0,597	H_0 nezamítáme
Shapiroův-Wilkův test	0,961	0,331	H_0 nezamítáme

Závěrem můžeme konstatovat, že z výsledků specifikačních a verifikačních testů vyplývá, že v obou lineárních regresních modelech za rok 2005 i 2012 platí všech sedm předpokladů, což znamená, že odhad regresních parametrů lze považovat za nejlepší nestranný lineární odhad (BUE). Na základě toho jsme dospěli k závěru, že:

- Střední hodnota bodového odhadu regresních parametrů je rovná populačním regresním parametrům.
- Odhadová funkce má nejmenší rozptyl.
- Odhadová funkce je asymptoticky nestranná a s rostoucím rozsahem výběru rozdělení konverguje ke skutečné hodnotě odhadnutých parametrů.
- Bodový odhad má normální rozdělení.

4.5 Korelační analýza

V korelační analýze nebudeme rozlišovat veličiny na závislé a nezávislé a obě veličiny budeme považovat za náhodné. Sílu vztahu mezi Giniho koeficientem a daňovou kvótou zjistíme pomocí Spearmanova korelačního koeficientu, který využívá při výpočtu pořadí hodnot sledovaných veličin. Koeficient nevyžaduje normalitu dat a zachycuje lineární a nelineární závislost mezi veličiny (Tabulka 8.).

Tabulka 8: Spearmanův koeficient korelace

Proměnná	Daňová kvóta (2005)	Daňová kvóta (2012)
Giniho koeficient (2005)	-0,540252	
Giniho koeficient (2012)		-0,486516

Intenzitu a směr lineární závislosti mezi Giniho koeficientem a daňovou kvótou zjistíme také pomocí Pearsonova korelačního koeficientu, které zachycuje jenom lineární vztahy mezi veličinami. Výpočet provedeme v programu Excel.

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

$$r_{2012} = \frac{-407,06}{713,04} = -0,57, \quad r_{2012} = \frac{-283,84}{615,74} = -0,46.$$

Při měření závislosti jsou absolutní hodnoty Pearsonova a Spearmanova korelačních koeficientů odlišné od nuly, což znamená, že veličiny jsou závislé mezi sebou. Absolutní velikost Pearsonova korelačního koeficientu udává, jak blízko jsou body nashromážděny kolem přímky. Hodnoty jsou odlišné od jedné, což udává, že body jsou rozptýlené kolem nějaké přímky. Znaménko korelačního koeficientu vyjadřuje směr závislosti mezi veličiny. V obou případech jsou záporné a proto můžeme říct, že když jedna z veličin roste, pak druhá klesá.

Pro ověření závislosti mezi Giniho koeficientem a daňovou kvótou provedeme testování Pearsonova korelačního koeficientu pomocí t-testu. Nulová hypotéza udává, že žádná lineární závislost neexistuje, alternativní tvrdí opak. Vypočtené t-statistiky jsou:

$$t_{2005}(26) = -3,54537 \quad t_{2012}(26) = -2,64869$$

Kritický kvantil Studentova rozdělení pro oboustrannou hypotézu na hladině průkaznosti 5 % je $t_{0,975}(26) = 2,056$, z toho kritický obor je $W = (-\infty; -2,056) \cup \langle 2,056; \infty \rangle$. Vypočtená t-statistika párového korelačního koeficientu spadá do kritického oboru a proto zamítáme H_0 , což potvrzuje fakt existence lineární závislosti mezi příjmovou nerovností a daňovým zatížením na hladině významnosti 5 %.

4.6 Vícerozměrný regresní model

Jak jsme popisovali v literárním přehledu ukazatele příjmové nerovnosti, kromě daňového zatížení, ovlivňuje ještě spousta různých faktorů. Na úroveň příjmů jednotlivce a na příjmovou nerovnost ve společnosti kromě druhých faktorů má vliv míra nezaměstnanosti ve státu a proto ji dodáme do námi odhadnutých lineárních regresních modelů. Obecně lze očekávat, že nezaměstnanost má na příjmovou nerovnost docela velký vliv a vysoká míra nezaměstnanosti by měla zvyšovat příjmovou nerovnost ve společnosti. Vícerozměrný regresní model můžeme zapsat ve tvaru:

$$Y_{2005} = 43,57 - 0,39X_{1i} + 0,08X_{2i} \quad Y_{2012} = 31,78 - 0,15X_{1i} + 0,33X_{2i},$$

kde X_{1i} je složená daňová kvóta a X_{2i} míra nezaměstnanosti. Při růstu složené daňové kvóty o jednotku Giniho koeficient poklesne o 0,39 v roce 2005 a v roce 2012 o 0,15. Při růstu míry nezaměstnanosti o jednotku, příjmová nerovnost ve společnosti vzroste o 0,08 v roce 2005, tehdy jak v roce 2012 vzroste o 0,33.

Při porovnání korigovaných koeficientů determinace je zřejmé, že v modelu 2012 roku při přidání doplňkové proměnné vzrostl do 37,11 % (z původních 18 %), což říká, že jsme zahrnuli významnou proměnnou a dále provedeme verifikaci tohoto modelu. V modelu z 2005 roku vidíme, že adjustovaný koeficient determinace naopak poklesl do 27,54 % (z původních 30 %), což udává, že byla přidána statisticky nevýznamná proměnná.

Testování celkové průkaznosti modelu provedeme pomocí F-testu, p-hodnota se rovná $p_{2012} = 0,0012$, což je menší, než α , tedy menší, než 0,05. Model je statistický průkazný na hladině významnosti 5 %. Testování průkaznosti regresních parametru provedeme pomocí t-testu, vypočtené t-statistiky jsou:

$$t_{\beta_0 2012} = 8,138, \quad t_{\beta_1 2012} = -1,754, \quad t_{\beta_2 2012} = 2,969.$$

Kritický kvantil Studentova rozdělení pro oboustrannou hypotézu na hladině průkaznosti 5 % je $t_{0,975}(25) = 2,05954$, z toho kritický obor je $W = (-\infty; -2,05954) \cup \langle 2,05954; \infty \rangle$. Vypočtená t-statistika daňové kvóty nespadá do kritického oboru a proto nezamítáme H_0 o statistické neprůkaznosti. Parametr β_1 považujeme za statistické neprůkazné na hladině významnosti 5 %. Tedy jak β_0 a β_2 považujeme za statistické průkazné. Ale β_1 spadá do kritického oboru na hladině průkaznosti 10 %, tedy na hladině významnosti 10 % vysvětlující proměnná daňová kvóta je statisticky průkazná. Výsledky ekonometrické verifikace jsou shrnuté v tabulce 9.

Tabulka 9: Ekonometrická verifikace vícerozměrného modelu

Název testů	p-hodnota	Závěr
RESET test	0,793	Model je správně specifikován
LM test (mocniny)	0,382	Model je správně specifikován
LM test (logaritmy)	0,387	Model je správně specifikován
Whiteův test	0,211	Homoskedasticita chybového členu
Breuschův-Paganův test	0,655	Homoskedasticita chybového členu
Chí-kvadrát test normality	0,277	Chybový člen má normální rozdělení

Dále otestujeme VI. předpoklad, že žádná vysvětlující proměnná není perfektní lineární kombinací jiné vysvětlující proměnné. Pomocí faktoru změny variability (VIF) v Gretlu. VIF se rovná 1,148, což je menší než 10, tedy multikolinearita se považuje za málo pravděpodobnou.

Závěrem můžeme konstatovat, že z výsledků specifikačních a verifikačních testů vyplývá, že pro námi odhadnutý vícerozměrný lineární regresní model platí všech sedm předpokladů, což znamená, že odhad regresních parametrů lze považovat za nejlepší nestranný lineární odhad (BUE).

5 Závěr a diskuse

Cílem této bakalářské práce bylo zjistit existence a míru závislosti mezi daňovým zatížením a příjmové nerovnosti. Příjmy hrají velmi důležitou roli v životě každého z nás, protože jsou přímým zdrojem uspokojení potřeb, často ale k uspokojení i těch nejzákladnějších potřeb pro lidskou existenci nestačí. Tím vzniká příjmová nerovnost mezi obyvatelstvem, která vede k růstu sociálního napětí ve společnosti. Proto se stát snaží zmírnit příjmovou nerovnost ve společnosti prostřednictvím redistribuce příjmů státního rozpočtu. Hlavním zdrojem, příjmů které nalezneme v tržní ekonomice jsou daně. A proto obecně lze očekávat, že při vysokém daňovém zatížení obyvatelstva, stát disponuje většími finančními prostředky, které pak může použít k přerozdělování mezi obyvatelstvem. Sociální dávky a výpomoc dostanou občané s nízkými příjmy, tím se zmírní příjmová nerovnost ve společnosti.

V literární rešerše na základě uvedených literárních zdrojů byly vymezené pojmy příjmové nerovnosti a daňového zatížení. Dál byly popsány jednotlivé možnosti měření příjmové nerovnosti a daňového zatížení s ohledem na jejich výhody a nevýhody a specifikované faktory ovlivňující příjmovou nerovnost. Následně v části „Materiál a metodika“ byly vybrány ukazatele příjmové nerovnosti a daňového zatížení k provedení analýzy, tedy Giniho koeficient a složená daňová kvóta, které jsou k nalezení na webových stránkách Eurostatu. Dále byla představená metodika provedení ekonometrické analýzy dat, základní metody regresní a korelační analýzy.

Ve „Vlastní práci“, abychom dostali rychlou a přehlednou představu o tendencích a charakteristických rysech údajů příjmové nerovnosti a daňového zatížení v státech EU byla provedená analýza a celkové posouzení datového souboru, tj. Giniho koeficientu a složené daňové kvóty za roky 2005 až 2012. V rámci korelační analýzy jsme dospěli k závěru, že veličiny jsou lineárně závislé mezi sebou a závislost má nepříjemný směr, tj. pokud složená daňová kvóta roste, pak Giniho koeficient klesá. Dále v rámci regresní analýzy jsme zkoumali závislost Giniho koeficientu na daňové kvótě v státech EU za rok 2005 a 2012. V obou rocích jsme uznali za nejvhodnější lineární funkční formu popisující závislost mezi proměnnými. Model roku 2005 potvrdila, že změna Giniho koeficientu je z 30 %, závislá na změnách složené daňové kvóty. Model roku 2012 taky potvrzuje naši hypotézu o existenci závislosti, ale složená daňová kvóta už vysvětluje celkovou variabilitu modelu jenom na 18 %.

Docela nízká hodnota ukazatele těsnosti závislosti mezi složenou daňovou kvótou a Giniho koeficientem, lze vysvětlit tím, že kromě složené daňové kvóty má na příjmovou nerovnost ve společnosti vliv kromě daňového zatížení ještě spousta různých faktorů, které jsou výsledkem působení tržních sil, fiskální a sociální politiky státu, atd.. Tak když jsme zahrnuli do našeho modelu s jedním regresorem ještě míru nezaměstnanosti, tedy model 2012 roku, už vysvětlil 37 % variability Giniho koeficienta. V modelu 2005 roku jsme pozorovali opačnou tendenci, přidaná proměnná byla pro model statisticky nevýznamnou. Což lze vysvětlit, tím, že v různých rocích na příjmovou nerovnost má více vliv nějaký faktor, tedy jak v dalších rocích síla ovlivňování těchto faktorů může klesat. Taky tím, že faktory se ještě mohou ovliv-

nit navzájem. Regresní analýza, však vylučuje možnost vzít v úvahu skutečnost, že existují vzájemné příčinné vztahy mezi jednotlivými faktory, které mají vliv na příjmovou nerovnost.

Z výsledků specifikačních a verifikačních testů vyplývá, že získané odhady parametrů modelu splňují stanovená teoretická očekávání a odhadnutý model je adekvátním, zjednodušeným, zobrazením zkoumaného ekonomického vztahu mezi příjmové nerovnosti a daňovým zatížením. V obou jednorozměrných lineárních regresních modelech za rok 2005 i 2012 platí všech sedm předpokladů klasického regresního modelu, což znamená, že odhad regresních parametrů lze považovat za nejlepší nestranný lineární odhad. Proto lze říct, že postavená námi na začátku práce hypotéza je platná jenom částečně. Zvýšení daňového zatížení v zemi má přímý účinek na pokles příjmové nerovnosti v této zemi, ale je třeba brát v úvahu, že kromě přímého účinku na příjmovou nerovnost, daňové zatížení ještě nepřímé ovlivní na výše příjmové nerovnosti. Tak daňové zatížení ve státu bude mít nějaký vliv na míru nezaměstnanosti v tom státu, tedy jak míra nezaměstnanosti bude ovlivnit na výše příjmové nerovnosti. A proto je těžké posoudit jaký celkový vliv má daňové zatížení na příjmovou nerovnost. Kromě míry nezaměstnanosti a složené daňové kvóty by se dále využít ještě další faktory, které mohou mít vliv na příjmovou nerovnost, tedy tempo ekonomického růstu, inflace, úrokovou míru, podíl ekonomický aktivního obyvatelstva atd.

6 Literatura

BAILEY, S. *Veřejný sektor: teorie, politika a praxe*. 1. vyd. Praha: Eurolex Bohemia, 2004, 455 s. ISBN 80-864-3261-0.

Daně a ekonomická prosperita: sborník Working Papers z mezinárodní konference : [výzvy pro období ekonomické krize]. 1. vyd. Editor Igor Kotlán. Ostrava: Vysoká škola báňská - Technická univerzita, 2009, 170 s. ISBN 978-80-248-2124-5.

Daňové trendy v zemích EU. In: *European Commission Services*. [online]. Oddělení 2101-Tiskové. 2007, 26.06.2007 [cit. 2014-11-22]. Dostupné z: <http://www.mfcr.cz/cs/aktualne/tiskove-zpravy/2007/2007-06-26-tiskova-zprava-5695-5695>

FUCHS, Kamil a Pavel TULEJA. *Makroekonomie*. 1. vyd. Brno: Masarykova univerzita, 2003, 282 s. ISBN 80-210-3073-9.

Gini coefficient of equivalised disposable income. *Eurostat* [online]. 2014, 14.01.2015 [cit. 2015-01-18]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=ilc_di12&lang=en

HAMERNÍKOVÁ, Bojka a Alena MAAAYTOVÁ. *Veřejné finance*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Wolters Kluwer Česká republika, 2010, 340 s. ISBN 978-80-7357-497-0.

HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrie: úvod do ekonometrického modelování*. 1. vyd. Ostrava: Vysoká škola báňská - Technická univerzita Ostrava, Regionální centrum celoživotního vzdělávání, 2003. ISBN 80-248-0378-X.

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

HENDL, Jan. *Přehled statistických metod zpracování dat: analýza a metaanalýza dat*. Vyd. 2., opr. Praha: Portál, 2006, 583 s. ISBN 80-736-7123-9.

HINDLS, Richard. *Metody statistické analýzy pro ekonomy*. Vyd. 1. Praha: Management Press, 1997, 249 s. ISBN 80-859-4344-1.

HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2007, 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3. Inequality of income distribution S80/S20 income quintile share ratio. In: *Eurostat* [online]. 2014, 22.01.2015 [cit. 2015-01-24]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=ilc_pns4&lang=en

HUŠEK, Roman. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2009, 344 s. ISBN 978-80-245-1623-3.

JUREČKA, Václav. *Mikroekonomie*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Grada, 2013, 366 s. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-4385-1.

KAASA, Anneli. *Factors influencing income inequality in transition economies* [online]. Tartu: Tartu Univ. Press, 2003 [cit. 19.04.2015]. ISBN 99-854-0326-6. Dostupné z: <http://www.mtk.ut.ee/sites/default/files/mtk/toimetised/febawb18.pdf>. Academic work. University of Tartu.

Koeficient příjmové nerovnosti (S80/S20). In: *Databáze Eurostatu* [online]. 2015 [cit. 2015-02-24]. Dostupné z: <http://apl.czso.cz/pl1/eutab/html.h?ptabkod=tessi180>

KOTLÁN, Igor. *Daňové zatížení a struktura daní v ČR ve srovnání s vybranými zeměmi OECD a EU a legislativní změny ve smyslu de lege ferenda*. Praha: Národohospodářský ústav Josefa Hlávky, 2010, 107 p. ISBN 80-867-2958-3.

KOTLÁN, Igor a Zuzana MACHOVÁ. World Tax Index: methodology and data. In: *World Tax Index* [online]. 2012 [cit. 2015-02-24]. Dostupné z: http://www.worldtaxindex.com/documents/research/kotlan_machova2.pdf

KREBS, Vojtěch. *Solidarita a ekvivalence v sociálních systémech*. 1. vyd. Praha: Výzkumný ústav práce a sociálních věcí, 2009, 178 s. ISBN 978-80-7416-044-8.

KUBÁTOVÁ, Květa. *Daňová teorie a politika*. 4., aktualiz. vyd. Praha: ASPI, 2006, 279 s. ISBN 80-735-7205-2.

Main national accounts tax aggregates. *Eurostat* [online]. 2014, 24-07-2014 [cit. 2015-01-17]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=gov_a_tax_ag&lang=en

MANKIWI, N. *Zásady ekonomie*. 1. vyd. Praha: Grada, 1999, 763 s. ISBN 80-716-9891-1.

Material situation, poverty and life satisfaction - Income distribution (quintile share ratio S80/S20). In: *Swiss Statistics* [online]. 2013 [cit. 2015-02-24]. Dostupné z: <http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/en/index/themen/00/09/blank/ind42.indicator.420011.420003.html>

MELOUN, Milan a Jiří MILITKÝ. *Kompendium statistického zpracování dat*. Vyd. 3., V nakl. Karolinum 1. Praha: Karolinum, 2012, 982 s. ISBN 978-802-4621-968.

MIKUŠOVÁ MERIČKOVÁ, Beáta a Jan STEJSKAL. *Teorie a praxe veřejné ekonomiky*. Vyd. 1. Praha: Wolters Kluwer, 2014, 263 s. ISBN 978-807-4785-269.

MUSGRAVE, Richard A. *Veřejné finance v teorii a praxi*. 1.vyd. Praha: Management Press, 1994, 581 s. ISBN 80-856-0376-4.

OKUN, Arthur M. *Equality and efficiency, the big tradeoff*. Washington: The Brookings Institution, 1975, XI, 124 p. ISBN 08-157-6475-8.

PEKOVÁ, Jitka. *Veřejné finance: úvod do problematiky*. 4., aktualiz. a rozš. vyd. Praha: ASPI, 2008, 579 s. ISBN 978-80-7357-358-4.

PEKOVÁ, Jitka. *Veřejné finance: teorie a praxe v ČR*. Vyd. 1. Praha: Wolters Kluwer Česká republika, 2011, 642 s. ISBN 978-80-7357-698-1.

PIGOU, A. *The economics of welfare*. New York: AMS Press, 1978, XXXI, 837 p. ISBN 04-041-4583-3.

SAMUELSON, Paul Anthony a William D. NORDHAUS. *Ekonomie: 19. vydání*. Vyd. 1. Praha: NS Svoboda, 2013, XXIV, 715 s., [4] s. obr. příl. ISBN 978-80-205-0629-0.

SEGER, Jan, Richard HINDLS a Stanislava HRONOVÁ. *Statistika pro ekonomy*. 3. vyd. Praha: Professional Publishing, 2003, 415 s. ISBN 80-864-1934-7.

ŠIROKÝ, Jan. *Daně v Evropské unii: daňové systémy všech 28 členských států EU, legislativní základy daňové harmonizace včetně judikátů SD, odraz ekonomické krize v daňové politice EU, zdanění finančního sektoru*. 6. aktualiz. a přeprac. vyd. včetně CD. Praha: Linde Praha, 2013, 386 s. ;. ISBN 978-80-7201-925-0.

Taxation trends in the European Union data for the EU member states, Iceland and Norway European Commission, Taxation and Customs Union; Eurostat. Italy: European Union, 2014. ISBN 1831-8789. Dostupné z:
http://ec.europa.eu/taxation_customs/resources/documents/taxation/gen_info/economic_analysis/tax_structures/2014/report.pdf

Přílohy

A Složená daňová kvóta v státech EU za roky 2005–2012, %

Země/Rok	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Belgie	47,0	46,7	46,2	46,6	45,9	46,3	46,8	48,0
Bulharsko	31,3	30,7	33,3	32,3	29,0	27,5	27,3	27,7
Česká republika	35,7	35,4	35,9	34,5	33,4	33,6	34,6	35,0
Dánsko	51,7	50,5	49,8	48,6	48,7	48,4	48,6	49,1
Německo	39,7	40,0	40,0	40,2	40,8	39,3	39,9	40,4
Estonsko	30,7	30,8	31,5	32,0	35,5	34,2	32,4	32,7
Irsko	32,0	33,4	32,8	31,0	29,7	29,5	29,6	30,2
Španělsko	36,7	37,6	38,0	33,8	31,6	33,2	32,9	33,6
Francie	45,6	45,9	45,2	45,0	44,1	44,5	45,7	47,0
Chorvatsko	36,6	37,1	37,4	37,1	36,5	36,4	35,4	35,9
Itálie	40,3	42,0	43,0	43,0	43,3	42,8	42,8	44,3
Kypr	35,0	35,8	40,1	38,6	35,3	35,6	35,3	35,3
Lotyšsko	29,4	30,8	30,8	29,7	27,0	27,4	27,7	28,1
Litva	29,4	30,3	30,5	31,1	30,8	28,8	27,7	27,5
Lucembursko	38,5	36,7	36,5	38,4	40,8	39,1	39,2	40,3
Maďarsko	37,5	37,4	40,5	40,4	40,2	38,2	37,4	39,3
Malta	34,4	34,5	35,3	34,4	34,8	33,2	34,1	34,8
Nizozemsko	38,6	39,8	39,5	39,9	38,9	39,6	39,2	39,6
Rakousko	43,6	43,0	43,2	44,2	44,1	43,8	43,9	44,8
Polsko	32,8	33,8	34,8	34,3	31,8	31,8	32,3	32,5
Portugalsko	34,9	35,6	35,9	35,9	34,5	34,8	36,2	34,9
Rumunsko	28,5	29,2	29,8	28,8	27,7	27,6	28,5	28,5
Slovinsko	38,9	38,5	37,9	37,5	37,5	38,0	37,5	37,9
Slovensko	31,5	29,4	29,5	29,2	28,9	28,3	28,9	28,5
Finsko	44,1	43,9	43,1	43,0	43,0	42,6	43,8	44
Švédsko	49,3	48,7	47,8	46,9	47,1	45,9	45,0	44,6
Spojené království	37,0	37,7	37,2	38,7	36,1	36,8	37,5	37,3
Průměr	37,33	37,45	37,85	37,48	36,78	36,47	36,61	37,10

B Giniho koeficient v státech EU za rok 2005–2012, %

Země	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Belgie	28,0	27,8	26,3	27,5	26,4	26,6	26,3	26,6
Bulharsko	25,0	31,2	35,3	35,9	33,4	33,2	35,0	33,6
Česká republika	26,0	25,3	25,3	24,7	25,1	24,9	25,2	24,9
Dánsko	23,9	23,7	25,2	25,1	26,9	26,9	27,8	28,1
Německo	26,1	26,8	30,4	30,2	29,1	29,3	29,0	28,3
Estonsko	34,1	33,1	33,4	30,9	31,4	31,3	31,9	32,5
Irsko	31,9	31,9	31,3	29,9	28,8	30,7	29,8	29,9
Řecko	33,2	34,3	34,3	33,4	33,1	32,9	33,5	34,3
Španělsko	32,2	31,9	31,9	31,9	33,0	34,4	34,5	35,0
Francie	27,7	27,3	26,6	29,8	29,9	29,8	30,8	30,5
Chorvatsko	30,0	28,0	29,0	28,0	27,0	31,4	31,0	30,5
Itálie	32,8	32,1	32,2	31,0	31,5	31,2	31,9	31,9
Kypr	28,7	28,8	29,8	29,0	29,5	30,1	29,2	31,0
Lotyšsko	36,2	38,9	35,4	37,5	37,5	35,9	35,1	35,7
Litva	36,3	35,0	33,8	34,0	35,9	37,0	33,0	32,0
Lucembursko	26,5	27,8	27,4	27,7	29,2	27,9	27,2	28,0
Maďarsko	27,6	33,3	25,6	25,2	24,7	24,1	26,8	26,9
Malta	27,0	27,1	26,3	28,1	27,4	28,6	27,2	27,1
Nizozemsko	26,9	26,4	27,6	27,6	27,2	25,5	25,8	25,4
Rakousko	26,2	25,3	26,2	26,2	25,7	26,1	26,3	27,6
Polsko	35,6	33,3	32,2	32,0	31,4	31,1	31,1	30,9
Portugalsko	38,1	37,7	36,8	35,8	35,4	33,7	34,2	34,5
Rumunsko	31,0	33,0	37,8	36,0	34,9	33,3	33,2	33,2
Slovinsko	23,8	23,7	23,2	23,4	22,7	23,8	23,8	23,7
Slovensko	26,2	28,1	24,5	23,7	24,8	25,9	25,7	25,3
Finsko	26,0	25,9	26,2	26,3	25,9	25,4	25,8	25,9
Švédsko	23,4	24,0	23,4	24,0	24,8	24,1	24,4	24,8
Spojené království	34,6	32,5	32,6	33,9	32,4	32,9	33,0	31,3
Průměr	29,46	29,79	29,64	29,60	29,46	29,57	29,59	29,62