

# INTERVALOVÁ A GLOBÁLNÍ PROGRESIVITA DANĚ Z PŘÍJMŮ Z MEZD V ČESKÉ REPUBLICĚ A NA SLOVENSKU<sup>1</sup>

DOI: 10.18267/j.aop.498

Květa Kubátová\*

## Abstract

### Interval and global progressivity of the income tax from wages in the Czech and Slovak Republics

The article deals with the measurement of progressivity of personal income tax in the Czech Republic and Slovakia imposed on wages. It works with both the methods known from the literature: the local method (interval) and global progressivity. The data source is the wage statistics of the Statistical Offices and taxes are calculated fictitiously on the basis of law with adoption of assumptions.

Results for interval progressivity in both countries show that while progressivity of the lowest income taxpayers is higher, it decreases with increasing gross income. Personal income tax in the Czech and Slovak Republics is observed as progressive in the entire range, even though the statutory tax rate is linear.

The Lorenz curve shows that the distributions of gross wages in the Czech Republic and Slovakia are of a similar nature. The values of the coefficient of interval progressivity and the coefficient according to Musgrave and Thin (CR has a coefficient of 1.024 and SR of 1.037) show that personal income tax is more progressive in Slovakia. Although Slovak personal income tax imposed on wages is more progressive, post-tax incomes of employees are more equitably distributed in the Czech Republic.

**Keywords:** Wage tax, tax progressivity, Lorenz curve, Gini coefficient, Czech Republic, Slovakia

**JEL Classification:** H24

## Úvod

Článek se zabývá odhadem progresivity osobní důchodové daně (daně z příjmů fyzických osob) v České republice a na Slovensku se zaměřením na daň uloženou na mzdy. Pracuje s oběma metodami známými z literatury, a sice s metodou lokální (intervalové) a globální progresivity. Zatímco u první metody je výsledkem několik ukazatelů měřících progresivitu vždy v určitém bodě (mezi dvěma body) příjmové škály, druhá metoda poskytuje jeden ukazatel vyjadřující celkovou progresivitu daně. Obě metody přitom vyžadují data o příjmech domácností a jejich daních. A zde narážíme na největší problém empirických výzkumů, neboť evidence těchto dat v ekonomice je oddělená (statistické úřady nebo jiné státní instituce mají data o příjmech, ale o daních jsou jejich data značně omezená, daňové

1 Příspěvek je zpracován jako jeden z výstupů výzkumných projektů realizovaných na Fakultě financí a účetnictví VŠE v Praze pod čísly IP100040 a Veřejné finance v ČR a v EU číslo 1/2016.

\* Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví (kveta.kubatova@vse.cz).

úřady mají data o daních, avšak nedisponují daty o příjmech – daňová přiznání obsahují pouze data o daňových základech).

Empirická šetření se proto většinou uchylují k výběrovým šetřením, používají buď data ze statistik domácností nebo vlastní data. Nákladnost pořízení dat o důchodech a daních poplatníků je příčinou omezeného počtu těchto výzkumů.

Průkopnickým dílem v oblasti měření progresivity daní byla Pechmanova analýza progresivity federálních, státních a lokálních daní v USA [Pechman, 1986]. Pechman se zabýval všemi daněmi, včetně nepřímých, takže byl nucen přijmout předpoklady o dopadu daní, které se přenášejí z platícího subjektu na jiné (daňová incidence). Musel pracovat s více variantami předpokladů, což vedlo k několika výsledkům progresivity daní v USA podle přijatých incidenčních předpokladů.

OECD [2014] v poslední době zveřejňuje statistiky o nerovnostech rozdělení důchodů před zdaněním a po zdanění a do svých výpočtů zahrnuje i Českou a Slovenskou republiku. Například v roce 2011 byl zjištěn Giniho koeficient u disponibilního důchodu domácností v ČR ve výši 0,256, na Slovensku ve výši 0,261. Před zdaněním a transfery je Giniho koeficient v ČR 0,460 a v SR 0,420.

Tato statistika však zahrnuje nejen pracovní příjmy, ale i jiné druhy příjmů; statistickou jednotkou je v ní domácnost, nikoli jednotlivec a liší se i způsob získání dat. Jejich zdrojem je pro OECD statistika domácností, poskytnutá statistickými úřady členských zemí, zatímco v tomto článku je zdrojem dat o skutečných mzdách statistika mzdová. Rozdílné je i zjišťování placených daní. Podle statistiky OECD vykazují placené přímé daně vybrané domácnosti v rámci vykazování svých příjmů a vydání. V tomto článku se vypočítávají daně fiktivně na základě zákona při přijetí určitých předpokladů.

Globální progresivitou důchodové daně se zabývali také Russo [2010] při hodnocení reformy v Itálii, Hungerford [2013] pro USA a McCloughan [2014] pro Irsko, a to opět za pomoci tradičních metod sběru či získávání dat.

V České republice se výzkumníci v oblasti daně z příjmů zaměřují zejména na zkoumání progresu u fiktivních příjmů (většinou násobků průměrné mzdy) a měří se intervalová progresivita [viz např. Šíroky a Maková, 2008; Ratmanová, 2010]. Tyto analýzy však opomíjejí skutečný dopad daně na společnost a udávají pouze efektivní sazbu daní pro různé příjmy podle zákona o daních z příjmů. Zmíněná metoda je použita v tomto článku pouze v první části při metodě intervalové progresivity.

## 1. Data a metody

Zdrojem dat v textu jsou mzdové statistiky publikované Českým statistickým úřadem<sup>2</sup> a Štatistickým úradom Slovenskej republiky<sup>3</sup>. Jejich výhodou je, že pokrývají široké

2 Metodika pro ČR: „Strukturální mzdová statistika v současnosti vzniká jako sloučení výsledných databází výběrového šetření Informační systém o průměrném výdělků MPSV (ISPV), které pokrývá mzdovou sféru, a administrativního zdroje Informační systém o platu a služebním příjmu (ISP) Ministerstva financí ČR, který plošně pokrývá platovou sféru. Údaje byly získány z šetření u ekonomických subjektů, resp. z administrativních zdrojů. Šetření u ekonomických subjektů se provádí v závislosti na počtu zaměstnanců buď plošným, nebo výběrovým zjišťováním. Při výběrovém způsobu zjišťování se dopočet na základní soubor provádí na všechny aktivní jednotky zařazené do registru ekonomických subjektů ČSÚ“ [Český statistický úřad, 2014].

3 Metodika pro SR: „Údaje sa zisťujú ročným výberovým štatistickým zisťovaním o štruktúre miezd. Štatistický súbor tvoria všetky právnické subjekty, ktoré sú zapísané v obchodnom registri

spektrum zaměstnavatelů. Další nespornou výhodou oproti výběrovým ad hoc statistikám či statistikám životní úrovně je vyšší důvěryhodnost těchto dat. Jsou totiž získána od zaměstnavatelů a nikoliv dotazem u respondentů, kteří z různých objektivních i subjektivních důvodů údaje neuvádějí správně či přesně. Odpadá nedokonalost výběrových statistických šetření u domácností, spočívající v podhodnocení nízkopříjmových a vysoce nadprůměrně příjmových domácností. Nesmíme zapomínat ani na zkreslení dat, k němuž dochází u šetření týkajících se celkových příjmů domácností, jako je neuvádění příjmů nepeněžních a naturálních či nelegálních. V případě mzdové statistiky strukturálního mzdového šetření nejsou pokryta pouze data z nelegálních a nezdaněných mzdových příjmů (spropitné, práce na černo, naturální mzda, apod.).

Protože však není možné ke mzdám takto vykázaným přiřadit placené daně (zejména u poplatníků podávajících daňové přiznání), jsou v tomto článku placené daně vypočítány jako fiktivní podle zákona o daních z příjmů; progresivita daně se měří z příjmů fyzických osob a od povinného sociálního a zdravotního pojištění se abstrahuje. Pojistné je ovšem pro výpočet daně nutné znát. Proto je přijat zjednodušující předpoklad, že všechny příjmy podléhají sociálnímu a zdravotnímu pojistnému a že zaměstnanec nemá jiné příjmy (u nízkých příjmů se zohledňuje minimální vyměřovací základ a u vysokých maximální vyměřovací základ).

Při výpočtu daně se abstrahuje od slev na dani, kromě základní slevy v ČR a od odčitatelných položek, kromě základní odčitatelné položky na poplatníka v SR. Takto vypočítaná progresivita daně z mezd vyjadřuje čistou progresivitu sazby a základní slevy na dani, resp. základní odčitatelné položky. V roce 2013 (tj. v roce, kdy byla tato analýza provedena) byla v ČR sleva na poplatníka 24 840 Kč. Základní odčitatelná položka v SR pro poplatníky se mzdou do stonásobku životního minima byla 3736 eur, pro ostatní to bylo 8600 eur mínus čtvrtina základu daně.

Pro měření progresivity daně používáme dvě metody: metodu intervalové progresivity a metodu globální progresivity [více viz Kubátová, 2010].

Všechny výpočty byly prováděny v MS Excel 2007.

## 1.1 Metoda intervalové progresivity

Metoda intervalové progresivity je v ČR a SR metodou známější a v analýzách častěji používanou [viz např. Široký a Maková, 2008]. Tato metoda spočívá v porovnávání efektivní daňové sazby pro různé příjmy, případně je možné vypočítat jednoduchý ukazatel (Patr). Pomocí ukazatele intervalové progresivity jsou měřeny změny daňové sazby mezi dvěma zvolenými body – intervaly důchodů. Intervalovou progresivitu lze vyjádřit pomocí ukazatele progresivity daňové povinnosti, kterou můžeme vyjádřit následujícím vztahem:

---

(okrem fyzických osôb a ich zamestnancov). Sú to ziskové a neziskové organizácie vo všetkých ekonomických činnostiach SR. Zdrojom štatistického súboru pre generovanie opory výberu je register organizácií a závodov. Spracované údaje sú dopočítané metódou prostého odhadu podľa hlavných tried SK ISCO - 08 nachádzajúcich sa vo výberovom súbore. Koeficienty na prepočet sú vypočítané z dostupných údajov o počte zamestnancov v jednotlivých ekonomických činnostiach a klasifikačných triedach SK ISCO - 08“ [Štatistický úrad Slovenskej republiky, 2014].

$$P_{ATR} = \frac{\frac{T_2 - T_1}{T_1}}{\frac{Y_2 - Y_1}{Y_1}}, \quad (1)$$

kde: Y je hrubý příjem poplatníka, T je osobní důchodová daň a indexy 1 a 2 zobrazují jednotlivé porovnávané skupiny poplatníků, tedy krajní meze intervalu příjmů. Ukazatel nabývá výše od 0 do  $\infty$ . Hodnota větší než 1 indikuje progresivitu daně v daném intervalu a hodnota menší než 1 znamená regresivitu daně.

Příjmy zaměstnanců jsou hypoteticky odvozeny od průměrné mzdy užívané ke stanovení maximálních vyměřovacích základů pro sociální pojištění v daném státu. Průměrná mzda v České republice pro rok 2013 je zjištěna ve výši 25 884 Kč<sup>4</sup> a na Slovensku 786 eur<sup>5</sup> (kurzem ČNB k 1. 1. 2013 19 760 Kč). Všechny výpočty jsou provedeny dle platné legislativy pro rok 2013. V případě přepočtu eur na české koruny je vždy počítáno s kurzem ČNB k 1. 1. 2013, který činil 25,14 Kč/ 1 eur.

Poplatníci jsou rozděleni podle hypoteticky stanovených příjmů odvozených od násobků průměrné mzdy do 8 skupin (viz Tabulka 1).

**Tabulka 1 | Rozdělení poplatníků do skupin dle příjmů**

Skupina	1	2	3	4	5	6	7	8
Násobek průměrné mzdy	0,5	0,7	1	2	3	5	7	10

Zdroj: Vlastní úprava

Rozpětí příjmových skupin bylo záměrně stanoveno tak, aby pokrylo všechny aspekty a vlivy zdanění příjmů včetně stropů na sociální pojištění a solidární zvýšení daně v České republice.

## 1.2 Metoda globální progresivity

Zatímco intervalová progresivita daně měří změnu daňové sazby mezi dvěma různými důchody, globální progresivita zobrazuje progresivitu daně v celkovém rozsahu zdanitelných příjmů. Globální progresivita je vyjádřena pro celé spektrum zdanitelných příjmů pouze jedním ukazatelem, nejčastěji se pro její vyjádření používá Lorenzova křivka.

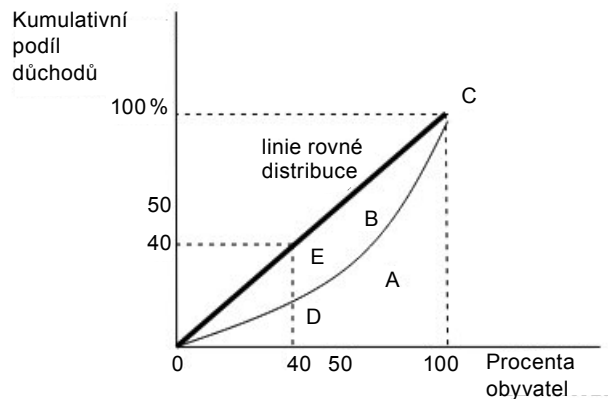
Lorenzova křivka je grafickým znázorněním nerovnoměrnosti v rozdělení důchodů ve společnosti, které přiřazuje poměrně rozděleným skupinám obyvatel (domácností) poměrné rozdělení důchodů (příjmů). Tato křivka zobrazuje vztah mezi absolutní rovností,

4 Podle Vyhlášky č. 324/2012 Sb. je výše všeobecného vyměřovacího základu pro rok 2011 25 093 Kč a přepočítací koeficient činí 1,0315.

5 Štatistický úrad Slovenskej republiky [2014].

absolutní nerovností a skutečným rozdělením důchodů ve společnosti. Tuto situaci zobrazuje Graf 1:

**Graf 1 | Lorenzova křivka**



Zdroj: Kubátová [2010, s. 114]

Absolutní rovnost je v grafu 1 zachycena linií rovné distribuce a představuje situaci, kdy všechny domácnosti obdrží stejný důchod. Křivka rovné distribuce je důležitá pro stanovení odchylky skutečného rozdělení důchodů ve společnosti od zcela rovného stavu. Absolutní nerovnost je naopak takový stav, kdy pouze jedna domácnost dostává všechny důchod a ostatní nic. Jedná se opět o extrém vymodelovaný daňovou teorií, který se v praxi nevyskytuje.

Skutečná Lorenzova křivka se od linie rovné distribuce vzdaluje a čím vzdálenější tato křivka je, tím nerovnoměrnější je rozdělení důchodů ve společnosti. Zdanění poplatníků osobní důchodovou daní a ostatními daněmi by mělo nerovnoměrnou redistribuci důchodů ve společnosti zmírnit. V případě, že v důsledku zdanění dojde k přiblížení skutečné Lorenzovy křivky k linii rovné distribuce, působí uvalená daň progresivně, a pokud se naopak nerovnost v rozdělení důchodů zvětší a křivka se oddálí, je uvalená daň regresivní.

Pro kvantifikaci údajů z Lorenzovy křivky se využívá tzv. Giniho koeficient. Tento ukazatel srovnává skutečnou Lorenzovu křivku a linií rovné distribuce a vyjadřuje odchylku od absolutní rovnosti.

Giniho koeficient má vzorec [Zee, 1995]:

$$G = \frac{\Delta}{2\mu}, \quad (2)$$

kde:  $\Delta$  je střední diference a  $\mu$  je průměrná hodnota. Giniho koeficient se tedy pohybuje od 0 do 1; 0 znamená zcela rovnou distribuci a 1 absolutní nerovnost.

Pro praktické aplikace se používá upravený vzorec Giniho koeficientu, který poměří plochu pod skutečnou Lorenzovou křivkou a pod křivkou linie rovné distribuce (viz Graf 1), tedy:

$$G = \frac{A}{A+B}, \quad (3)$$

kde: A je plocha pod Lorenzovou křivkou a B je plocha mezi linií rovné distribuce a Lorenzovou křivkou.

Změnu Giniho koeficientu před zdaněním a po zdanění sleduje koeficient navržený ekonomy Musgravem a Thinem [1948]:

$$M = \frac{1-G_x}{1-G}, \quad (4)$$

kde:  $G$  je Giniho koeficient před zdaněním a  $G_x$  je Giniho koeficient po zdanění. Tento ukazatel nabývá hodnot od 0 do  $\infty$ . Velikost koeficientu menší než 1 znamená regresivní daň, koeficient větší než jedna daň progresivní, koeficient ve výši 1 znamená daň proporcionální. Ukazatel indikuje globální progresivitu pro celou populaci, avšak nezohledňuje výkyvy uvnitř celého intervalu, nebo dokonce situaci překřížených obou Lorenzových křivek, takže se progresivita v určitém intervalu s regresivitou v jiném intervalu vyruší a daň se jeví jako víceméně proporcionální.

Přestože je Giniho koeficient vhodným ukazatelem měření nerovnosti redistribuce důchodů ve společnosti, je důležité si uvědomit i jeho omezení. Pokud dojde při intervalovém rozdělení četností pouze k vnitroskupinovému přesunu důchodů, na velikosti Giniho koeficientu se to nijak neprojeví.

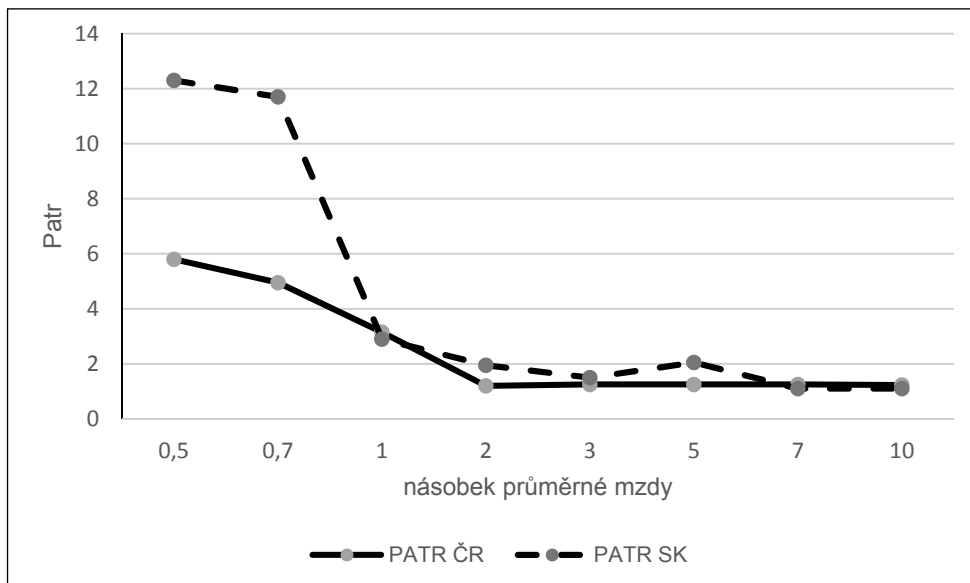
Ačkoliv se většina zemí snaží snižovat hodnotu Giniho koeficientu nebo ji alespoň udržovat na nízké úrovni, statistické pozorování Eurostatu [2015] dokazuje, že hodnoty Giniho koeficientu v EU v čase mírně rostou. S rozmachem jednotlivých ekonomik Evropské unie dochází k růstu rozdílů mezi příjmy jednotlivých domácností a tento rozdíl se bude v budoucnu nejspíše ještě zvětšovat.

## 2. Intervalová progresivita daně z příjmů z mezd v roce 2013

V Grafu 2 jsou zobrazeny hodnoty koeficientu intervalové progresivity osobní důchodové daně v České republice a na Slovensku pro jednotlivé skupiny poplatníků odvozené podle násobku průměrné mzdy. Tento graf zobrazuje, jak se jednotlivé skupiny poplatníků podílí na redistribuci a snížení nerovnosti důchodů ve společnosti.

Na horizontální ose Grafu 2 jsou naneseny jednotlivé skupiny poplatníků podle násobků průměrné mzdy v České republice a na Slovensku. Vertikální osa potom zobrazuje hodnotu koeficientu intervalové progresivity (PATR) v jednotlivých intervalech příjmů. Všechny body na grafu, které jsou nad hranicí hodnoty 1, zobrazují, že osobní důchodová daň je progresivní.

**Graf 2 | Hodnoty koeficientu intervalové progresivity (PATR) v České republice a na Slovensku v roce 2013**



Zdroj: Český statistický úřad [2014], Štatistický úrad Slovenskej republiky [2014], vlastní úprava

Z Grafu 2 je patrné, že největší progresivita u daně důchodové v České republice je u poplatníků s nejnižšími příjmy (výsledné hodnoty koeficientu nejvíce přesahují hodnotu 1), tedy u poplatníků, jejichž hrubá mzda je nižší nebo rovna průměrné mzdě. Je to způsobeno hlavně tím, že efektivní sazba daně z příjmů fyzických osob (podíl zaplacené daně na hrubé mzdě) je u těchto poplatníků – díky slevám na dani a odčitatelným položkám od základu daně – nižší než nominální sazba daně. Poplatníci s nejnižšími příjmy díky slevám mnohdy neplatí daň žádnou. Proto při zvýšení jejich příjmů dochází k velké progresi.

Jak je patrné z Grafu 2, na Slovensku má progresivita daně z příjmů podobný charakter jako v České republice. Zatímco u poplatníků s nejnižšími a průměrnými příjmy je progresivita daně vysoká, s rostoucím hrubým příjmem progresivita klesá. Jedinou skupinou, u níž s růstem důchodu roste progresivita osobní důchodové daně, je 6. skupina poplatníků, kteří dosahují hrubých příjmů ve výši pětinásobku průměrné mzdy. Tento výkyv je způsoben faktem, že pokud se slovenští poplatníci dostanou do tohoto pásma příjmů, nemají již nadále možnost uplatňovat nezdanitelnou část základu daně (odčitatelnou položku) na poplatníka.

Při srovnání intervalové progresivity osobní důchodové daně v České republice a na Slovensku je zřejmé, že v obou zemích má progresivita daně podobný charakter. Zatímco progresivita u nejnižších příjmových skupin poplatníků je vysoká, s rostoucím hrubým příjmem klesá. Daň z příjmů fyzických osob v České republice i na Slovensku je v celém sledovaném intervalu progresivní, přestože statutární sazba daně je lineární.

U poplatníků s nízkými příjmy je v obou zemích vysoká progresivita osobní důchodové daně způsobena především tím, že díky odčitatelným položkám od základu daně a slevám na dani je jejich výsledná efektivní sazba daně nižší než statutární sazba daně. Proto

při každém zvýšení jejich hrubého důchodu dochází k růstu efektivní sazby daně, a to až do takové výše hrubého příjmu, kdy se efektivní sazba daně vyrovná zákonné sazbě daně.

Z Grafu 2 je patrné, že u nízkopříjmových skupin poplatníků (skupina 1 a 2) je progresivita daně na Slovensku oproti České republice dvojnásobná. Takto vysoký rozdíl je způsoben tím, že zatímco na Slovensku je u 1. příjmové skupiny poplatníků podíl daně z příjmů fyzických osob na hrubém příjmu 1 %, v České republice jsou to 4 %, u 2. skupiny pak na Slovensku 6 % a v České republice 9 %. Progresivita slovenské důchodové daně v prvních dvou pásmech hrubých příjmů je tedy tak vysoká proto, že v těchto skupinách poplatníci díky odčitatelným položkám neodvádí téměř žádnou daň. Proto každé zvýšení jejich hrubých příjmů vede k velkému zvýšení jejich výsledné daňové povinnosti.

U obou srovnávaných zemí se tedy dá říci, že od 3. skupiny poplatníků, kteří mají důchod na úrovni hrubé mzdy, při každém zvýšení hrubého příjmu je sice osobní důchodová daň progresivní, koeficient progresivity daňové povinnosti se však stále snižuje a v nejvyšších pásmech hrubých příjmů se přibližuje 1. To indikuje, že u nejvyšších příjmových skupin poplatníků je osobní důchodová daň už jen mírně progresivní neboli téměř proporcionální.

### 3. Globální progresivita daně z příjmů z mezd v roce 2013

Jak již bylo uvedeno, druhou metodou měření progresivity osobní důchodové daně je metoda globální progresivity založená na Lorenzově křivce a Giniho koeficientu. Podle Eurostatu [2014] jsou hodnoty koeficientu globální progresivity u disponibilních příjmů poplatníků v České republice i na Slovensku v období 2005–2012 hluboce pod průměrem Evropské unie. Zatímco Giniho koeficient se v EU pohybuje v průměru nad 30 %, na Slovensku se po velkých výkyvech od roku 2010 pohybuje kolem 26 % a v České republice dokonce na úrovni 25 %. To znamená, že v České republice a na Slovensku nejsou tak velké rozdíly mezi příjmy jednotlivých poplatníků jako v jiných státech EU.

Nyní se zaměříme na měření globální progresivity osobní důchodové daně v České republice a na Slovensku v roce 2013. Výpočet je odvozen ze skutečných dat Českého statistického úřadu a Štatistického úřadu SR, které mimo jiné sledují i podíly zaměstnanců podle pásem průměrné mzdy. Tabulka 2 uvádí rozdělení zaměstnanců do skupin dle pásma průměrné mzdy podle měření Českého statistického úřadu. Poplatníci jsou rozděleni do 10 skupin podle výše průměrné měsíční hrubé mzdy. Vzhledem k tomu, že poslední (tedy 10.) interval zobrazuje pásmo příjmů od 40 001 Kč výše a nemá stanovenou maximální hodnotu, byl pro sestavení Lorenzovy křivky v tomto intervalu stanoven maximální měsíční hrubý příjem ve výši 100 000 Kč.

**Tabulka 2 | Podíly zaměstnanců v % podle pásem průměrné měsíční hrubé mzdy v Kč v České republice**

Skupina	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Pásma dle průměrných mezd	od 0	od 12001	od 15001	od 18001	od 20001	od 22001	od 24001	od 28001	od 32001	od 40001
	do 12000	do 15000	do 18000	do 20000	do 22000	do 24000	do 28000	do 32000	do 40000	a více
Podíl zaměstnanců v %	10,13	9,74	11,75	8,23	8,70	8,49	14,01	9,07	9,45	10,44

Zdroj: Český statistický úřad [2014], vlastní úprava



Tabulka 3 zobrazuje rozdělení zaměstnanců na Slovensku do 10 skupin podle pásem hrubé měsíční mzdy v eurech. Pro 10. interval byl opět maximální měsíční hrubý příjem stanoven ve výši 4 000 eur.

**Tabulka 3 | Podíly zaměstnanců v % podle pásem průměrné měsíční hrubé mzdy v eurech na Slovensku**

Skupina	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Pásmo dle průměrných mezd	od 0	od 350,01	od 500,01	od 650,01	od 800,01	od 950,01	od 1200,01	od 1500,01	od 1800,01	od 2100,01
	do 350	do 500	do 650	do 800	do 950	do 1200	do 1500	do 1800	do 2100	a více
Podíly zaměstnanců v %	4,38	17,01	18,88	18,03	13,42	12,27	7,16	3,46	1,81	3,58

Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky [2012], vlastní úprava

Pro sestavení Lorenzovy křivky po zdanění nebyla mzda snižována o zaplacené pojistné na sociální a zdravotní pojištění, ale pouze o daň z příjmů. Cílem našeho článku je zjistit incidenci pouze u daně, nikoliv u daně včetně pojistného. Takto se dají zjistit přednosti a nedostatky přerozdělovacího efektu daně, která se dá na základě toho zlepšit. Při zahrnutí pojistného bychom se navíc při měření redistribuce museli ptát i na druhou stranu mince – na přerozdělování pomocí výplat dávek pojistného, zejména starobních důchodů. Kromě toho by vznikly i technické potíže při odhadu – z některých příjmů ze zaměstnání se pojistné neplatí (např. některé dohody o provedení práce, odměny plynoucí z dohody o pracovní činnosti, příjmy z tzv. malého rozsahu [Vančurová, 2014]).

Na tomto místě je důležité dále podotknout, že kvůli zjednodušení výpočtu bylo pro výpočet mzdy po zdanění abstrahováno od nestandardních odpočtů a slev mimo základní slevy na poplatníka. Výpočet mzdy po zdanění důchodovou daní byl proveden vždy pro dolní a horní mez jednotlivých intervalů.

Na základě údajů z Lorenzovy křivky byl poté spočítán Giniho koeficient před zdaněním a po zdanění podle vzorce (3). Z dat v podílech zaměstnanců podle pásem průměrné měsíční hrubé mzdy (Tabulka 2 a 3) byl Giniho koeficient kalkulován dle následujícího vzorce:

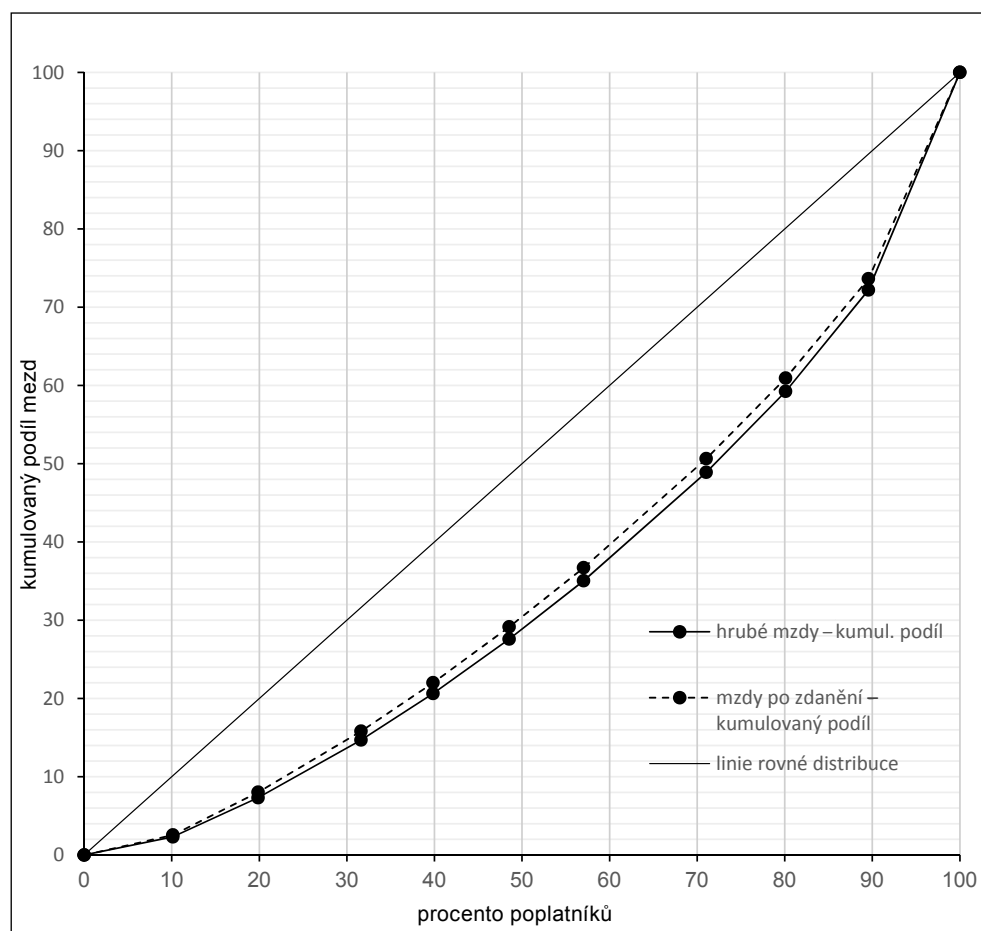
$$G = \frac{\sum [R_i(h) - R_i(d)] k(v_i) [1 - k(v_i)]}{\sum [R_i(h) - R_i(d)] [1 - k(v_i)]}, \quad (5)$$

kde:  $R_i(h)$  je horní mez jednotlivých příjmových intervalů,  $R_i(d)$  dolní mez jednotlivých příjmových intervalů a  $k(v_i)$  je kumulovaný podíl jednotlivých zaměstnanců podle intervalu příjmů.

Grafy 3 a 4 ukazují všechny konstruované Lorenzovy křivky. Graf 3 pro ČR a Graf 4 pro SR.

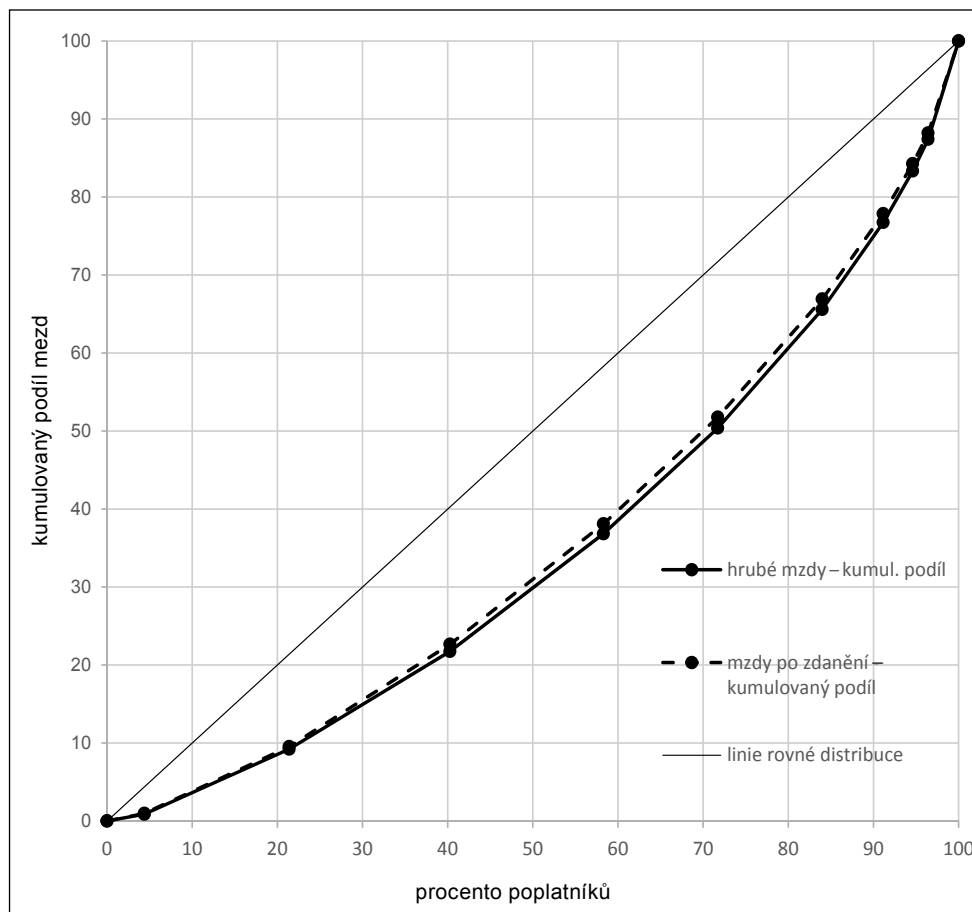
Lorenzovy křivky mají před zdaněním i po zdanění v obou zemích podobný charakter. Jak v České republice, tak na Slovensku došlo po zdanění k přiblížení křivky k linii rovné distribuce, osobní důchodová daň (daň z mezd) je tudíž v obou zemích progresivní.

**Graf 3 | Lorenzovy křivky distribuce hrubých a čistých mezd v České republice v roce 2013**



Zdroj: Český statistický úřad [2014], vlastní výpočty

**Graf 4 | Lorenzovy křivky distribuce hrubých a čistých mezd ve Slovenské republice v roce 2013**



Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky [2014], vlastní výpočty

Hodnoty Giniho koeficientu před zdaněním a po něm a koeficientu progresivity daně ukazuje Tabulka 4.

**Tabulka 4 | Giniho koeficienty a M koeficient progresivity mezd v ČR a SR v roce 2013**

koeficient	ČR	SR
G koeficient před zdaněním	27,91 %	30,56 %
G koeficient po zdanění	26,15 %	28,02 %
M koeficient	1,024	1,037
M koeficient pro daně a transfery podle OECD	1,378	1,274

Zdroj: Český statistický úřad [2014], Štatistický úrad Slovenskej republiky [2014], OECD [2014], vlastní výpočet

Daň z příjmů fyzických osob je v celém spektru důchodů zaměstnanců progresivnější na Slovensku, rozdíl mezi Giniho koeficientem před zdaněním a po zdanění je zde ve výši 2,54% bodu, zatímco v České republice pouze 1,76% bodu (porovnání s výsledky OECD pro progresivitu daní a transferů však indikuje vyšší progresivitu v ČR a celková progresivita – M koeficient – je v obou zemích mnohem vyšší, započítáme-li i transfery).

I koeficient podle Musgravea a Thina vychází pro Slovensko vyšší než pro Českou republiku. Zatímco slovenský koeficient nabývá hodnoty 1,037, český pouze 1,024. Osobní důchodová daň tedy dopadá progresivněji na slovenské zaměstnance než na české.

Protože daný model sleduje progresivitu pouze u sazby daně a základní úlevy na dani na poplatníka, je logické, že k překřížení Lorenzových křivek u mezd nemohlo ani v jedné zemi dojít (k tomu by mohlo dojít pouze, pokud by sazba daně byla stupňovitě, nikoliv klouzavě progresivní). Další daňové úlevy – odpočty od základu daně a slevy na dani – by mohly též způsobit překřížení Lorenzových křivek, a to pokud by daňových úlev relativně více využívali bohatší poplatníci. U mezd to však není příliš pravděpodobné, neboť daňové úlevy uplatnitelné pro střední a vyšší mzdy nejsou tak velkorysé. Jiná věc je ovšem povinné pojištění na sociální a zdravotní pojištění, kde u vysokých mezd existují maximální a u nízkých naopak minimální vyměřovací základy. Potom by skutečně mohly být daně v těchto oblastech mezd regresivní.

Ukazuje se, že progresivita zdanění mezd je v Česku i na Slovensku minimální; příčinou je rovná sazba daně. Spravedlnosti veřejných financí spočívající v přerozdělení je dosahováno pomocí solidárního systému veřejných penzí a zdravotnictví (přerozdělovací funkci mají však pouze výdaje z těchto rozpočtů, příspěvky placené daňovými poplatníky jsou víceméně proporcionální) a pomocí sociálních transferů.

Z analýzy daňové povinnosti dále vyplývá, že podíl osobní důchodové daně na hrubém příjmu poplatníka je u nižších a středních příjmů menší na Slovensku a u vysokých příjmů naopak v České republice. Vzhledem k tomu, že většina zaměstnanců se nachází v pásmu s nižšími a středními příjmy, dalo by se říci, že z hlediska daně z příjmů fyzických osob je daňový systém Slovenska pro poplatníky výhodnější. Při volném pohybu zaměstnanců mezi různými státy by tato skutečnost mohla vést k odlivu nižší a střední příjmové skupiny zaměstnanců na Slovensko a naopak přílivu poplatníků s vysokými příjmy do České republiky.

## Shrnutí

Výsledky intervalové progresivity u daně z příjmů z mezd v České republice a na Slovensku v roce 2013 provedené na určených násobcích průměrné mzdy a při fiktivní dani (předpokládá se pouze základní úleva na poplatníka a abstrahuje se od příspěvků na sociální zabezpečení) ukazují, že zatímco progresivita u nejnižších příjmových skupin poplatníků je vysoká, s rostoucím hrubým příjmem klesá. Daň z příjmů fyzických osob v České republice i na Slovensku je v celém sledovaném intervalu progresivní, přestože statutární sazba daně je lineární.

U poplatníků s nízkými příjmy je v obou zemích vysoká progresivita osobní důchodové daně způsobena především tím, že díky odčitatelným položkám od základu daně a slevám na dani je jejich výsledná efektivní sazba daně nižší než statutární sazba.

Proto při každém zvýšení jejich hrubého důchodu dochází k růstu efektivní sazby daně, a to až do takové výše hrubého příjmu, kdy se efektivní sazba daně vyrovná zákonné sazbě.

U nízkopříjmových skupin poplatníků (0,5 a 0,7 násobku průměrné mzdy) je progresivita daně na Slovensku oproti České republice dvojnásobná. Takto vysoký rozdíl je způsoben tím, že zatímco na Slovensku je u 1. příjmové skupiny poplatníků podíl daně z příjmů fyzických osob na hrubém příjmu 1 %, v České republice jsou to 4 %, u 2. skupiny pak na Slovensku 6 % a v České republice 9 %. Progresivita slovenské důchodové daně v prvních dvou pásmech hrubých příjmů je tedy tak vysoká proto, že v těchto skupinách poplatníci díky odčitatelným položkám neodvádí téměř žádnou daň. Proto každé zvýšení jejich hrubých příjmů vede k velkému zvýšení jejich výsledné daňové povinnosti.

Z Lorenzových křivek je zřejmé, že rozdělení hrubých mezd ve společnosti má v České republice a na Slovensku podobný charakter. Z hodnot Giniho koeficientu pak vyplývá, že mzdy zaměstnanců jsou rovnoměrněji rozděleny v České republice. Analýza globální progresivity osobní důchodové daně z mezd v České republice i na Slovensku potvrzuje, že ačkoliv je nominální sazba daně lineární, ve skutečnosti dopadá daň na poplatníky progresivně – Lorenzova křivka po zdanění se přiblížila linii rovné distribuce.

Z hodnot koeficientu intervalové progresivity i koeficientu globální progresivity dle Musgravea a Thina vyplývá, že osobní důchodová daň je progresivnější na Slovensku. Přestože je na Slovensku daň z příjmů fyzických osob progresivnější, i po zdanění jsou důchody zaměstnanců rovnoměrněji rozděleny v České republice.

## Literatura:

- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD, 2014. *Mzdy a náklady práce* [online]. [cit. 15. 5. 2015]. Dostupné z: [https://www.czso.cz/csu/czso/prace\\_a\\_mzdy\\_prace](https://www.czso.cz/csu/czso/prace_a_mzdy_prace).
- EUROSTAT, 2015. Gini coefficient of equivalised disposable income [online]. [cit. 2. 10. 2015]. Dostupné z: <http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tessi190&plugin=1>.
- HUNGERFORD, T. L., 2013. Changes in income inequality among U. S. tax filers between 1991 and 2006: The role of wages, capital income, and taxes [online]. [cit. 25. 9. 2015]. Dostupné z: <http://ssrn.com/abstract=2207372>.
- KUBÁTOVÁ, K., 1997. Některé nové pojmy v daňové teorii. *Acta Oeconomica Pragensia*. Issue 6, 153–164. ISSN 0572-3043.
- KUBÁTOVÁ, K., 2010. *Daňová teorie a politika* (5. vyd.). Praha: Wolters Kluwer. ISBN 978-80-7357-574-8.
- McCLOUGHAN, P., 2014. Income and income tax inequalities in Ireland – new evidence and further illustration of the progressivity of the irish income tax system [online]. *Journal of the Statistical and Social Inquiry Society of Ireland*. Issue XLIII. [cit. 14. 3 2015]. Dostupné z: <http://search.proquest.com/docview/1643167163?accountid=17203>.
- MUSGRAVE, R. A. a THIN, T., 1948. Income Tax Progression. *The Journal of Political Economy*. Volume 56, 1929–48.
- OECD, 2014. Income inequality (indicator) [online]. [cit. 15. 5. 2015]. Dostupné z: <http://dx.doi.org.zdroje.vse.cz/10.1787/459aa7f1-en>.

- PECHMAN, J. A., 1986. Who Paid the Taxes, 1966–85? [online]. *Journal of Economic Literature*. [cit. 17. 6. 2015]. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/2725800>.
- RATMANOVÁ, I., 2010. Analýza vývoje hodnot ukazatelů průměrné osobní sazby daně a progresivity průměrné sazby u vybraných poplatníků v ČR v letech 2001–2010 [online]. *5. mezinárodní konference Řízení a modelování finančních rizik*. VŠB–TU Ostrava, Ekonomická fakulta, 8. – 9. září 2010. [cit. 15. 5 2015]. Dostupné z: [http://www.ekf.vsb.cz/export/sites/ekf/rmfr/content/galerie-dokumentu/2014/plne-zneni-prispevku/Ratmanova.Iveta\\_2.pdf](http://www.ekf.vsb.cz/export/sites/ekf/rmfr/content/galerie-dokumentu/2014/plne-zneni-prispevku/Ratmanova.Iveta_2.pdf).
- RUSSO, F., 2010. Redistribution, Vertical Equity and Welfare: An Application to Italian Data [online]. [cit. 15. 5. 2015]. Dostupné z: <http://ssrn.com/abstract=1731824>.
- ŠIROKÝ, J. a MAKOVÁ, K., 2008. Změny v daňové progresivitě u daně z příjmů fyzických osob zaměstnance v České republice v letech 1993–2008 [diskusní příspěvek ekonomického kroužku Centra FEP, online]. Mendelova univerzita v Brně – 11. 1. 2008. [cit. 15. 5 2015]. Dostupné z: [https://is.mendelu.cz/dok\\_server/slozka.pl?id=39500;download=40989;z=1](https://is.mendelu.cz/dok_server/slozka.pl?id=39500;download=40989;z=1).
- ŠTATISTICKÝ ÚRAD SR, 2014. *Štruktúra miezd v SR 2013* [online]. [cit. 15. 5. 2015]. Dostupné z: <http://slovak.statistics.sk>.
- VANČUROVÁ, A. a LÁCHOVÁ, L., 2014. *Daňový systém 2014*. Praha: 1. VOX. ISBN 978-80-87480-23-6.
- ZEE, H. H., 1995. Taxation and Equity. In SHOME, P. (ed.). *Tax Policy Handbook*. Washington D. C.: International Monetary Fund, 30–35. ISBN 1455224545.