

ANALÝZA DAŇOVÝCH SYSTÉMŮ STŘEDOEVROPSKÝCH ZEMÍ POMOCÍ STATISTICKÉ SIMULACE

Jan Vlachý*

Abstract

An Analysis of Central European Tax Systems Using Statistical Simulation

This paper uses a parametric statistical simulation (Monte Carlo) model to investigate and compare the effective lifetime tax burden on variable incomes for private-sector employees in the Czech Republic, Slovakia, Poland and Hungary, based on current rates and calibrated against actual income distributions. It is shown that the existing Czech system is highly inefficient, lacking horizontal as well as vertical equity, and this is aggravated by increased income volatility. On the other hand, higher income risk in all countries, except Hungary using flat tax, results in less progression than expected, primarily due to the existence of a minimum wage, which effectively serves as insurance, and which the dynamic model captures as a system feedback. This finding may contribute to a reassessment of existing assumptions on the detrimental effect of progressive tax systems on the incentives of individuals to undertake risky decisions, such as investments in human capital.

Keywords: lifelong tax burden, personal income tax, risky incomes, statistical simulation, public finance, Visegrad Group

JEL Classification: C53, H21, H24

Úvod

Daňové zatížení příjmů ovlivňuje několik dílčích faktorů. Mezi ně samozřejmě patří struktura a parametry příslušného fiskálního systému v kombinaci se zdanitelným příjmem poplatníka, případně, na makroúrovni, s rozdělením příjmů v populaci. Tento vztah je základem naprosté většiny publikovaných analýz daňové incidence, jak je v různých souvislostech provádějí Nicodème (2007), Friedrich *et al.* (2012), Klazar a Slintáková (2012), Figari a Paulus (2015).

Mnohem menší pozornost se dosud věnovala dalšímu faktoru, který daňovou zátěž ovlivňuje, často velmi významně. Je jím proměnlivost zdaňovaných příjmů v čase, a to v dlouhodobém i krátkodobém horizontu. Komparativní celoživotní analýzu daňového břemene mezi Kanadou a Spojenými státy publikovali Davies *et al.* (1984), Fullerton a Rogers (1993) použili vícesektorový model všeobecné rovnováhy k prozkoumání incidence daní ve Spojených státech na celoživotní bázi, Caspersen a Metcalf (1994) ukázali souvislosti celoživotního pohledu s mírou daňové progresse.

Jako důsledek daňové progresse se uvádí i skutečnost, že se efektivní daňová sazba zvyšuje pro poplatníky s krátkodobě rizikovými příjmy. Tento jev, který může mimo

* Jan Vlachý (jan.vlachy@cvut.cz), Masarykův ústav vyšších studií, České vysoké učení technické v Praze.

jiné negativně ovlivňovat vůli jednotlivců přijímat podnikatelská rizika nebo investovat do lidského kapitálu, zmínili již Domar a Musgrave (1944) a později o něm a jeho potenciálních dopadech psali například Mossin (1968), Stiglitz (1969), Mirrlees (1971), Ahsan (1973), Sandmo (1977), Eaton a Rosen (1980), Kanbur (1981), Kaplow (1994), Gentry a Hubbard (2000), Weisbach (2004) či Kotlán *et al.* (2011).

Všichni uvedení autoři ovšem k problému přistupují z popisně mikroekonomického hlediska, portfoliovou optimalizací, nebo kalkulují efektivní či marginální daňové sazby jako statické hodnoty, aniž by se přitom jakkoliv pokoušeli kvantifikovat vliv rizikových příjmů na daňová očekávání. K tomu je nutné vytvořit dynamický model; na různé výzkumné otázky ho aplikoval Vlachý (2007, 2008a, 2008b), který přitom použil analytická, případně iterační řešení jednokrokového opčního modelu k ocenění daňového závazku. Šlo o přístup, který původně navrhli Draaisma a Gordon (1996) a od té doby s ním mimo jiné pracovali Surethová (2002), Panteghini (2003, 2012), Niemann a Surethová (2005, 2011) a Libson (2015).

Cílem tohoto článku je aplikovat komplexní dynamický model zdanění příjmů fyzických osob, integrující faktory jejich dlouhodobé i krátkodobé proměnlivosti. Autor v něm volně navazuje na problematiku, kterou řešil Vlachý (2007, 2008a), namísto analytického přístupu však využívá parametrickou statistickou simulaci (metodu Monte Carlo)¹, která je mnohem univerzálnější, jak z hlediska distribučních předpokladů, tak systémových zpětných vazeb (Herzog a Lord, 2002, Breton a Ben-Ameur, 2006). Model bude použit k analýze charakteristik celkového fiskálního zatížení (daně a povinné odvody) příjmů zaměstnanců v soukromém sektoru čtyř středoevropských ekonomik Visegrádské skupiny V4 (Česká republika, Slovensko, Polsko a Maďarsko) za podmínek platných v roce 2016; ke kalibraci budou použity příjmové statistiky za rok 2014 (MPSV, 2015; ŠÚSR, 2015; GUS, 2016; HCSO, 2016).

Porovnání daňové situace zaměstnanců v těchto státech je zajímavé proto, že jde o ekonomiky historicky, geograficky i politicky navzájem blízké včetně čilé příhraniční zaměstnanecké mobility, vyznačují se však velmi rozdílnými fiskálními přístupy (Tanning a Tanning, 2012)². Zatímco Slovensko v roce 2004 zavedlo velmi důsledně pojatý systém rovné daně, modifikovaný do progresivního se dvěma pásmy až v roce 2013, český systém se v poslední dekádě přes formálně zachovanou jedinou sazbu daně vyvinul do poměrně složité podoby, zahrnující mimo jiné neobvyklý koncept superhrubé mzdy, solidární přírážky k dani a různé stropy pojistného, což s využitím analýzy struktury průměrných a mezních sazeb kritizují například Dušek a Šatava (2015). Navíc má Česká republika v celosvětovém srovnání dlouhodobě velmi vysoké mzdové odvody. Polsko používá dvoupásmovou progresi s poměrně složitou odečitatelností odvodů. Maďarsko uplatňuje od roku 2011 pro příjmy fyzických osob rovnou daň bez odečitatelné položky

1 Konceptně tuto metodu pro daný účel navrhl Vlachý (2010, s. 44–45). Dušek *et al.* (2013) sice používají mikrosimulaci pomocí neparametrického statistického modelu, podobně jako například Elschnerová a Schwager (2007), a další autoři se však nezaměřují na procesní dynamiku, a mezi těmito simulačními přístupy tedy není žádná souvislost.

2 Všechny uvedené státy, s výjimkou Slovenska, si kromě toho v Evropské unii zachovaly vlastní měny.

na poplatníka³, jejíž sazba byla pro rok 2016 snížena na 15%. Podrobné mezinárodní srovnání daňových systémů nabízí Seidl *et al.* (2013), jejich aktuální parametry uvádí PWC (2016).

1. Charakteristika modelu a jeho kalibrace

Simulační model kombinuje ve svých vstupních parametrech několik předpokladů. Základní příjmová funkce má exponenciální charakter⁴ ve tvaru (1), kde t představuje věk daného vzorku populace (v letech), a y_t střední očekávaný příjem vzorku v tomto věku (v měně daného státu).

$$y_t = A_0 e^{-\frac{\lambda}{t-t_0}}. \quad (1)$$

Tato funkce je kalibrována na empirická příjmová data⁵ parametry A_0 , t_0 a λ , uvedenými níže v tabulce 1. Model předpokládá, že jedinci v souboru (označení indexem i) vykazují zdanitelné příjmy po dobu 41 let (pro účely simulace jde o diskrétně počítané roky $t \in \langle 20; 60 \rangle$), a ty pak každoročně podléhají daňovým a dalším povinným odvodům podle platných předpisů.

Dvě stochastické funkce popisují dynamiku příjmů uvnitř souboru. První z nich vyjadřuje počáteční zdanitelný příjem daného jedince ${}^i I_0$ a předpokládá logaritmicko-normální rozdělení ve tvaru (2) s nelogaritmizovanou směrodatnou odchylkou s , jehož nelogaritmizovaná střední hodnota m je kalibrována na střední hodnotu příjmů populace, vstupující do pracovního procesu a ε představuje normovanou normálně rozdělenou náhodnou veličinu.

$${}^i I_0 = e^{\ln\left(\frac{m}{\sqrt{1+s^2/m^2}}\right) + \sqrt{\ln\left(1+\frac{s^2}{m^2}\right)}\varepsilon}. \quad (2)$$

Tato charakteristika modelového příjmu při vstupu do pracovního procesu nemá zásadní význam pro interpretaci výsledků zde prezentovaného výzkumu, umožňuje však elegantní segmentaci populací při podrobnější sektorové analýze (například podle vzdělání či odvětví) prostým parametrickým posunem střední hodnoty a zúžením směrodatné odchylky. Logaritmicko-normální rozdělení je odvozeno od normálního transformací $Y = e^X$, přičemž zajišťuje splnění intuitivně logického předpokladu, že schopnost žádného jedince generovat příjmy nemůže být záporná.

- 3 Odečty je v rámci rodinné politiky možné provádět pouze na závislé osoby nebo u novomanželů.
- 4 Exponenciální funkce byla zvolena především pro jednoduchost kalibrace a rozumné vlastnosti (konvergenci), teoreticky ji však zdůvodnil např. Hartog (1981). Empirické studie sice naznačují mírný pokles příjmů na konci životního cyklu, to je zde ale nepodstatné, protože výsledek simulace by se při prohození příjmů v závěrečných letech i za předpokladu nenulového inflačního koeficientu α změnil jen nepatrně.
- 5 Zdrojová data využitá pro kalibraci zahrnují střední hrubé mzdy zaměstnanců a kvantily jejich rozdělení v členění podle věkových skupin, jak jsou zveřejňovány příslušnými statistickými úřady, přičemž přesná struktura těchto údajů se liší.

Druhá stochastická funkce zohledňuje meziroční volatilitu (směrodatnou odchylku) s zdanitelného příjmu daného jedince v čase. Zde model předpokládá geometrický Brownův pohyb s pohyblivým trendem $\mu(t)$, jak uvádí vzorec (3).

$${}^i I_t = {}^i I_{t-1} e^{\mu(t) - \frac{\sigma^2}{2} + \sigma \varepsilon} . \quad (3)$$

Hodnota ε je opět normovaná normálně rozdělená náhodná veličina, trend $\mu(t)$ se průběžně koriguje na očekávanou hodnotu, odvozenou z mezičasové příjmové funkce (1), podle vzorce (4).

$$\mu(t) = \frac{\lambda}{(t - t_0 - 1)} - \frac{\lambda}{(t - t_0)} + \alpha . \quad (4)$$

Proměnná α zde představuje spojitě úročený inflační koeficient, pomocí kterého lze v modelu zkoumat účinky studené progrese, v dané aplikaci se však nepoužívá a je nastaven na nulovou hodnotu.

Tabulka 1 | Parametry kalibrovaných modelů

a) Česká republika			
A_0	366 000 CZK	m	225 720 CZK
t_0	13	s	30 000 CZK
λ	2,9	I_{\min}	118 800 CZK
b) Slovensko			
A_0	14 400 EUR	m	6 360 EUR
t_0	14	s	1 136 EUR
λ	4,1	I_{\min}	4 860 EUR
c) Polsko			
A_0	54 000 PLN	m	25 700 PLN
t_0	12	s	4 590 PLN
λ	5,2	I_{\min}	22 220 PLN
d) Maďarsko			
A_0	3 500 000 HUF	m	1 627 476 HUF
t_0	14	s	290 620 HUF
λ	3,8	I_{\min}	1 332 000 HUF

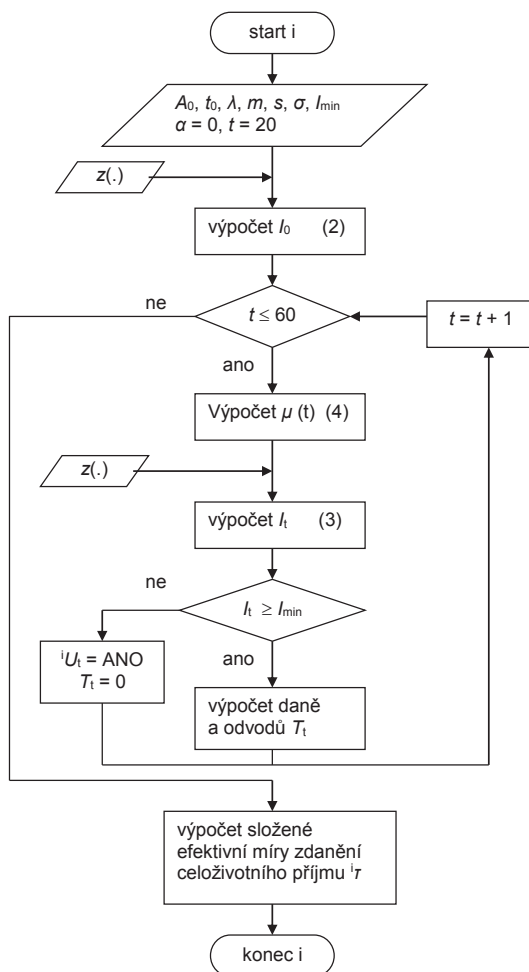
Poznámka: A_0 , t_0 a λ jsou kalibrované parametry exponenciální funkce středního příjmu poplatníka v čase, m je nelogaritmizovaná střední hodnota příjmu poplatníka vstupujícího do pracovního procesu s nelogaritmizovanou směrodatnou odchylkou s kalibrovaná na rozdělení příjmů populace v nejnižší věkové kategorii, I_{\min} je minimální mzda.

Zdroj: vlastní zpracování

Model zohledňuje i existenci minimální mzdy I_{\min} . Simulovaný příjmový potenciál jedince iI_t tak bude v libovolném období realizován pouze v případě, kdy dosáhne výše minimální mzdy (tzn. ${}^iI_t \geq I_{\min}$); jinak se stane nezaměstnaným a jeho zdanitelný příjem bude roven nule, stejně jako vypočítaná složená efektivní daňová sazba.

Každý simulační experiment tak představuje možný celoživotní průběh příjmů poplatníka v ročních krocích, na jehož základě je vypočteno jeho celkové fiskální a para-fiskální zatížení. Přehledně ho popisuje schéma na obrázku 1. Hlavní výpočty jsou dány číslovanými vzorci uvedenými výše v textu, pomocná proměnná iU_t značí nezaměstnanost daného poplatníka a vyhodnocuje se až po ukončení simulace při odhadu míry nezaměstnanosti.

Obrázek 1 | Schematické znázornění simulačního experimentu



Zdroj: vlastní zpracování

Simulace byla prováděna v systému Oracle Crystal Ball s nastavením na 50 tisíc běhů při tvorbě grafických výstupů zobrazujících funkční závislosti pak 5 tisíc běhů, s ohledem na jejich přehlednost.

Poněkud specifickým parametrem je zde roční příjmová volatilita σ . Tu je nutné chápat jako míru, zahrnující systematický faktor, závislý na výkonnosti a dalších charakteristikách dané ekonomiky, i specifický faktor, vlastní určitému jedinci nebo segmentu populace. Její odhad tedy úzce souvisí s interpretací konkrétní aplikace modelu.

Vzhledem k tomu, že v této analýze simulujeme vývoj příjmů jednotlivých poplatníků, znamená tedy například hodnota parametru $\sigma = 20\%$ zhruba 68% pravděpodobnost, že se příjem poplatníka meziročně nezmění o více než 20%, a 95% pravděpodobnost, že se nezmění o více než 40%.

Neexistují statistické údaje, které by tuto veličinu umožnily exaktně ekonometricky vypočítat. Je proto nutné použít odhad, který může vycházet z analogie nebo z výběrových šetření. Ze smluvního charakteru pracovního poměru lze usuzovat, že průměrný zaměstnanec by měl nést nižší riziko změny roční mzdy, než je riziko změny růstu tržeb, respektive hodnoty podniku jeho zaměstnavatele⁶. Tento ukazatel je poměrně snadné zjistit u veřejně obchodovaných firem (z volatility ceny akcie), má-li se však jednat o ekonomiku jako celek, je nutné použít jiné postupy. Davis *et al.* (2006) k tomu použili statistickou databázi všech firem ve Spojených státech, která umožňuje vážení podle počtu zaměstnanců, a uvádějí hodnotu roční volatility na úrovni 14%.

Výběrová šetření příjmové situace domácností se provádějí v řadě států, zpravidla však jde o šetření průřezových dat jednotlivců v daném čase (viz např. ČSÚ, 2016), což je v tomto kontextu nepoužitelné. Výjimečný je průzkum University of Michigan PSID (Panel Study of Income Dynamics), prováděný od roku 1968 ročně, a po roce 1997 ve dvouletých periodách. I zde se však naprostá většina analýz využívajících jeho data zaměřuje na studium agregátních, nikoliv individuálních charakteristik, případně na kvalitativní sociální faktory (Heathcote *et al.*, 2010; Vartanian a Houserová, 2010).

Ze studií, které tato data používají a odhadují z nich (v různých souvislostech a pomocí různých metod) individuální volatilitu příjmů (Ziliak *et al.*, 2010; Jensen a Shore, 2015; Feigenbaum a Li, 2016), je však možné odvodit σ v rozpětí přibližně 25–35 %⁷.

Na první pohledaráží značný rozpor mezi výsledky uvedených úvah. Důvodů je patrně několik. Ve Spojených státech lze očekávat vyšší příjmovou volatilitu než ve středoevropském regionu vlivem nižší právní ochrany zaměstnanců a vyšší mobility. Kromě toho zmíněné studie sice umožňují odfiltrovat například příjmy z investic (které volatilitu výrazně zvyšují), neoddelují však některé příjmy, které nejsou předmětem pracovního poměru. Na druhou stranu může být individuální příjmová volatilita v zásadě jistě i vyšší než volatilita na úrovni zaměstnavatelů, a to vlivem individuální pracovní fluktuace.

6 Souvislost mezi volatilitou příjmů podniku a jeho zaměstnanců prokázali Comin *et al.* (2009).

7 Jde již o přepočtené publikované hodnoty, protože autoři s ohledem na frekvenci zdrojových dat zpravidla vztahují zjištěný rozptyl nebo směrodatnou odchylku k dvouletým příjmovým změnám.

S ohledem na značnou míru neurčitosti při stanovení parametru σ budeme proto v další analýze postupovat následovně: Nejprve, při porovnávání charakteristik zvolených fiskálních systémů v části 2.1, použijeme hodnotu $\sigma = 12\%$, což považujeme za nízký odhad pro průměrného střeoevropského zaměstnance, umožňující posoudit dopady rizika na celoživotní míru zdanění u zvoleného fiskálního systému při jeho konzervativním odhadu. V části 2.2 pak následuje citlivostní analýza, umožňující odhadnout dopad skutečné rizikovosti příjmu zkoumaného segmentu populace na daňovou progresi.

2. Výsledky simulací a jejich diskuse

2.1 Komparativní analýza charakteristik daňové progresie

Tabulka 2 uvádí distribuční charakteristiky simulované složené efektivní míry zdanění τ středního celoživotního příjmu pro násobky průměrné mzdy $\mu(I)$.

Tabulka 2 | Distribuční charakteristiky složené efektivní míry zdanění ($\sigma = 12\%$)

	$\mu(\tau)$	1% τ	5% τ	25% τ	50% τ	75% τ	95% τ	99% τ
Česká republika	45,19%	44,59%	45,00%	45,00%	45,00%	45,13%	46,21%	46,78%
Slovensko	22,72%	16,45%	17,80%	20,70%	22,96%	24,92%	26,98%	28,43%
Polsko	34,03%	0,00%	33,58%	33,94%	34,29%	34,65%	35,88%	36,85%
Maďarsko	30,65%	30,75%	30,75%	30,75%	30,75%	30,75%	30,75%	30,75%

Poznámka: $\mu(\tau)$ je střední hodnota složené efektivní míry zdanění, $x\% \tau$ je její x -tý percentil, $50\% \tau$ je její medián.

Zdroj: vlastní zpracování

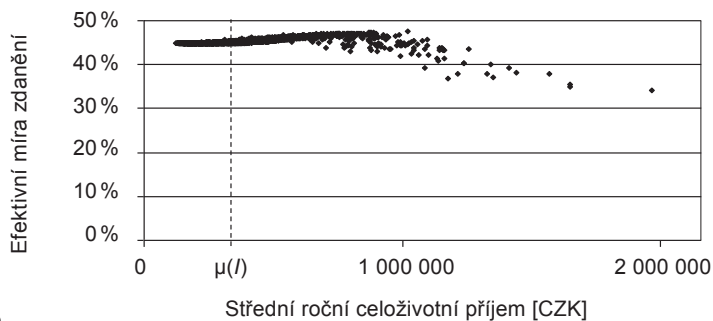
Na rozdíl od intuitivního očekávání vykazuje rozdělení pozitivní šikmost se střední hodnotou $\mu(\tau)$ vyšší, než je medián $50\% \tau$, pouze při zpracování českých dat. Tento výsledek je však v případě Polska a Maďarska ovlivněn konvencí, podle které celoživotně nezaměstnaní vstupují do souboru jako jedinci s nulovou efektivní mírou zdanění (nulový první percentil vzniká v simulaci díky poměrně velmi vysoké minimální mzdě v Polsku; to ovšem rámcově odpovídá skutečně pozorované vyšší míře nezaměstnanosti).

Výsledky rovněž naznačují zdaleka nejvyšší složené efektivní zdanění příjmů fyzických osob v České republice, způsobené nedaňovými odvody, a značnou míru progresie na Slovensku, která je ovšem spojena s celkově nejnižším zatížením příjmů.

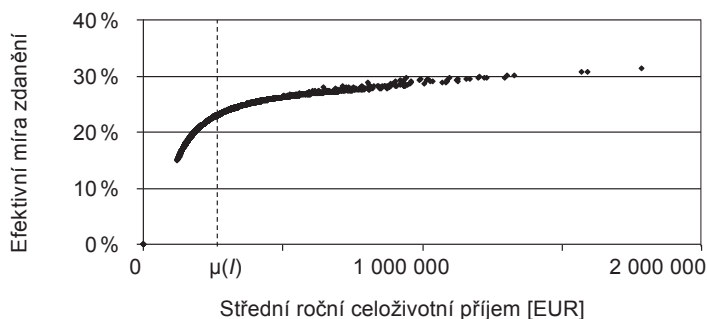
Zajímavější je však zobrazení závislosti složené efektivní míry zdanění na středním celoživotním příjmu (v ročním vyjádření) v grafech na obrázku 2, kde je výše průměrné mzdy vždy označena $\mu(I)$. Pro lepší srovnání jsou přitom osy nezávislé proměnné znázorněny v měřítku, odpovídajícím platnému kursu daných měn k 31. 12. 2015 (1 EUR = 27,02 CZK = 4,26 PLN = 315,98 HUF) dle ECB (2016).

Obrázek 2 | Závislost efektivní míry zdanění na průměrném příjmu ($\sigma = 12\%$)

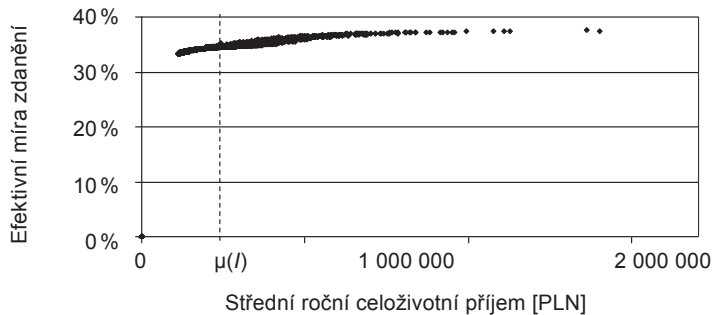
a) Česká republika



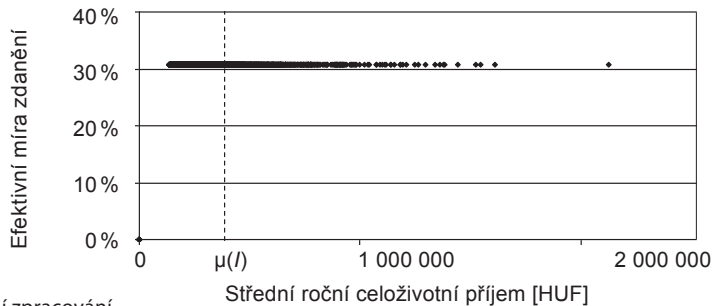
b) Slovensko



c) Polsko



d) Maďarsko



Zdroj: vlastní zpracování

Zatímco maďarský systém vykazuje dokonalou charakteristiku rovné daně, polský a slovenský systém jsou ukázkově progresivní (slovenský v širokém okolí průměrných příjmů mnohem výrazněji díky poměrně vysoké nezdaněné položce). Zvláštní charakteristiku má ovšem český systém. Nejen že je neobvykle progresivně regresivní s mírně konvexním průběhem v obou částech, ale vykazuje též značnou disperzi u shodných celoživotních příjmů již zhruba od úrovně dvojnásobku průměrných příjmů (u milionového příjmu přesahuje toto rozpětí deset procentních bodů).

Na základě těchto dvou vlastností lze říci, že je současný český systém zdanění příjmů fyzických osob velmi neefektivní. Na jedné straně ho lze podle standardních kritérií (Mirrlees, 1971) považovat za nespravedlivý, a to jak horizontálně, tak vertikálně, na druhé straně patrně nabízí značný prostor k daňové optimalizaci, přičemž celkové celoživotní daňové břemeno je nevyzpytatelné⁸. Je třeba zdůraznit, že tato neefektivita by byla ještě vyšší, kdybychom posuzovali dopad na osoby samostatně výdělečně činné, a to díky povinným minimálním odvodům, což dříve ukázal Vlachý (2007, 2008a), a vyplývá to i z analýzy Duška a Šatavy (2015).

2.2 Daňové dopady rizikových příjmů

Model umožňuje důkladněji zkoumat i vliv příjmového potenciálu a rizikovosti příjmů na daňovou progresi. Vzhledem k tomu, že se v praxi často jedná o související charakteristiky jedinců nebo populací (determinované například vlohami a investicemi do lidského kapitálu), simulujeme jejich kombinace.

Tabulka 3 uvádí průměrné složené celoživotní míry zdanění pro násobky průměrné mzdy a různé úrovně příjmové volatility ve všech sledovaných státech s výjimkou Maďarska (v systému dokonale rovné daně progrese samozřejmě nevzniká ani vlivem rizikovosti příjmů).

Tyto výsledky jsou pozoruhodné, protože na rozdíl od studií uvedených v úvodu celoživotní pohled nutně neimplikuje daňovou progresi v důsledku příjmové rizikovosti. Očekávaný progresivní efekt pozorujeme v České republice jen na úrovni průměrné mzdy, v Polsku pak do jejího dvojnásobku. Na Slovensku naopak na těchto úrovních rizikovost žádný dopad nemá⁹. Český systém od dvojnásobku průměrné mzdy vykazuje zřejmou regresii zdanění rizikových příjmů, v Polsku je tento efekt velmi mírný, a to u vyšších příjmů.

Tato diskrepance má dvě příčiny. Na jedné straně je jí degrese u vyšších příjmů, která je v českém systému výrazná, v polském systému k ní dochází díky stropu pro základ zdravotního pojištění v kombinaci s nízkou mírou progrese u středních příjmů. Na druhé straně ji způsobuje existence minimální mzdy, kdy rostoucí příjmová volatilita v nižších

8 Tato analýza se přímo nezabývá problematikou šedé ekonomiky a model vychází z předpokladu, že jednání žádného subjektu nepřekračuje meze platného právního rámce; případné behaviorální reakce na vysokou mezní míru zdanění proto chápeme ve smyslu sníženého pracovního úsilí, motivace ke změně zaměstnání či zvýšení kvalifikace. V další rovině je možné uvažovat i o přesunu do šedé ekonomiky, kde však patrně působí i další faktory; Hanousek a Palda (2004) poukazují na spokojenost s vládními službami, Giles a Johnson (2002) na význam hospodářského cyklu.

9 Rozdíly v efektivním zdanění v řádu setiny procentního bodu jsou v rámci statistické chyby simulace, a patrně i pod rozlišovací schopnosti běžného poplatníka.

příjmových hladinách zvyšuje pravděpodobnost nezaměstnanosti, spojené v konvenci tohoto modelu s nulovým zdaněním (zatímco předpoklad $\sigma = 12\%$ při výchozím příjmovém potenciálu odpovídajícímu průměrné mzdě na Slovensku implikuje modelovanou míru nezaměstnanosti zhruba 10% , což odpovídá pozorované skutečnosti, jeho nárůst na 20% by modelovanou nezaměstnanost zvýšil na 28% ¹⁰). Dodejme, že alternativní konstrukce, která by zohlednila sociální transfery formálně záporným zdaněním v případě nezaměstnanosti, by daný efekt ještě prohloubila.

Tabulka 3 | Průměrné složené efektivní míry zdanění jako funkce příjmu a volatility

σ	$1 \times \mu(l)$	$2 \times \mu(l)$	$3 \times \mu(l)$	$4 \times \mu(l)$
a) Česká republika				
10 %	45,01 %	46,26 %	47,12 %	45,12 %
20 %	45,13 %	46,22 %	45,18 %	42,41 %
30 %	45,23 %	45,76 %	43,20 %	39,56 %
40 %	45,28 %	45,31 %	41,74 %	38,22 %
b) Slovensko				
10 %	22,63 %	26,24 %	27,46 %	28,27 %
20 %	22,63 %	26,25 %	27,66 %	28,69 %
30 %	22,62 %	26,30 %	27,94 %	29,09 %
40 %	22,63 %	26,33 %	28,14 %	29,26 %
c) Polsko				
10 %	34,68 %	35,44 %	37,19 %	37,49 %
20 %	34,74 %	36,34 %	37,12 %	37,45 %
30 %	34,84 %	36,46 %	37,11 %	37,41 %
40 %	34,89 %	36,50 %	37,12 %	37,39 %

Zdroj: vlastní zpracování

Zjištění o malém, případně žádném dopadu rizikovosti příjmů na daňovou progresi relativizuje běžně přijímanou hypotézu o negativním vlivu rizikových očekávání na strategické osobní investice a další dlouhodobá rozhodování poplatníků¹¹. Obecně je zajímavý zejména pozorovaný vliv minimální mzdy, která tak zřejmě může korigovat například

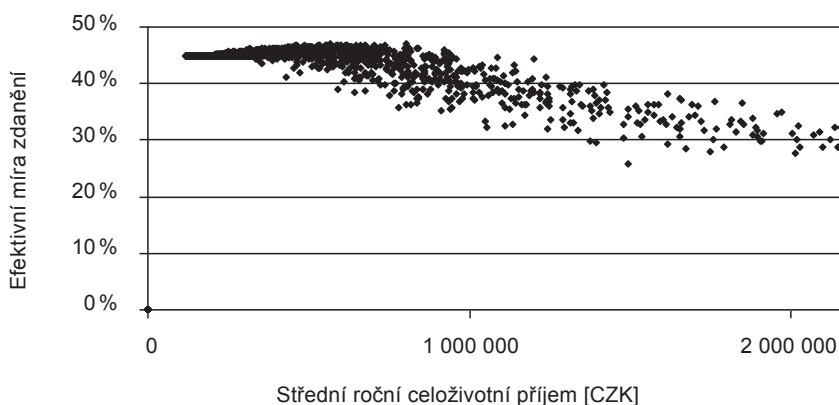
10 Modelová míra nezaměstnanosti slouží jako nepřímý test jeho validity, zejména z hlediska odhadu parametru σ . Pro úplnost zde shrnujeme porovnání modelových a skutečných hodnot: ČR: 7,1 % (model) / 6,2 % (skutečnost), SR: 10,2 % / 10,6 %, Maďarsko: 8,3 % / 6,2 %, Polsko: 11,7 % / 9,8 %.

11 Například Lavhari a Weiss (1974) tak ukázali, že rostoucí míra rizika snižuje investice do vzdělání.

potenciálně nepříznivý dopad daňové progresse na investice do lidského kapitálu. Působí fakticky jako jakýsi druh pojištění, přičemž tento model svým předpokladem nulového efektivního zdanění v nezaměstnanosti jeho dopad spíše podhodnocuje, protože jakákoliv forma fiskální podpory by, formálně vzato, měla být vyjádřena negativní sazbou daně.

Simulace dopadů zvýšené rizikovosti příjmů rovněž ukazuje značný kvantitativní dopad na pozorovanou neefektivitu českého systému, při jejím kvalitativním zachování, jak ilustruje srovnání obrázku 3 s obrázkem 2a) na str. 417 (u ostatních zemí nic srovnatelného nepozorujeme).

Obrázek 3 | Závislost efektivní míry zdanění na průměrném příjmu (ČR, $\sigma = 30\%$)



Zdroj: vlastní zpracování

Závěr

Výzkum, jehož některé výstupy představil tento článek, ukázal, že statistická simulace může být vhodným nástrojem pro analýzu různých aspektů fiskálních systémů, přičemž jeho hlavní předností jsou schopnost podchytit krátkodobou i dlouhodobou dynamiku relevantních jevů a také systémové zpětné vazby. Nabízí se přitom řada možných nastavení modelu i jeho aplikací. Lze tak například zkoumat jak vazbu mezi výší minimální mzdy a očekávanou mírou nezaměstnanosti či inflační efekty (studenou progresi), tak komplexní dopady (daňovou incidenci) fiskálních transferů v kombinaci výdajové i příjmové strany poplatníka či veřejných rozpočtů nebo dokonce systémově determinované behaviorální aspekty.

V představené aplikaci jsme porovnáním fiskálních systémů států Visegrádské skupiny popsali jejich charakteristiku z pohledu zatížení příjmů zaměstnanců v celoživotním horizontu a se zohledněním příjmové nejistoty. Empirický význam analýzy podporuje kalibrace parametrů modelu na publikovaná příjmová rozdělení. Zjistili jsme vysokou míru neefektivity současného českého systému, která pro rizikovější příjmy dále roste.

Maďarský systém rovné daně tyto faktory nijak neovlivňují, Slovensko a Polsko uplatňují v zásadě standardní plynulou progresi.

Rostoucí rizikovost příjmů má méně progresivní dopady, než předpokládá většina odborných studií. Pomineme-li výrazný regresivní efekt u vyšších příjmů, daný vysoce nestandardním systémem aplikovaným v České republice, hraje zde značnou roli existence minimální mzdy, která očekávanou progresi zmírňuje. Tento efekt je při simulaci zohledněn právě díky jejímu dynamickému charakteru a dané zjištění, které se nepřímo dotýká například incentiv k investicím do lidského kapitálu, může stimulovat další výzkum v oblasti dopadu zpětných vazeb na daňovou incidenci.

Literatura

- Ahsan, S. M. (1973). Progression and Risk-Taking. *Oxford Economic Papers*, 26(3), 318–328, <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a041291>
- Breton, M., Ben-Ameur, H. (2005). *Numerical Methods in Finance*. New York: Springer. ISBN 978-0-387-25117-2.
- Caspersen, E., Metcalf, G. E. (1994). Is a Value Added Tax Progressive? Annual Versus Lifetime Incidence Measures. *National Tax Journal*, 47, 731–746.
- Comin, D., Goshen, E. L., Rabin, B. (2009). Turbulent Firms, Turbulent Wages? *Journal of Monetary Economics*, 56(1), 109–133, <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.10.002>
- ČSÚ (2016). *Příjmy a životní podmínky domácností – 2015*. Praha: Český statistický úřad.
- Davies, J. B., St.-Hilaire, F., Whalley, J. (1984). Some Calculations of Lifetime Tax Incidence. *American Economic Review*, 14(4), 633–649.
- Davis, S. J., Haltiwanger, J., Jarmin, R., Miranda, J. (2006). Volatility and Dispersion in Business Growth Rates: Publicly Traded versus Privately Held Firms. *NBER Macroeconomics Annual*, 21, 107–180.
- Domar, E. D., Musgrave, R. A. (1944). Proportional Income Taxation and Risk-Taking. *Quarterly Journal of Economics*, 58(3), 388–422, <https://doi.org/10.2307/1882847>
- Draaisma, T., Gordon, K. (1996). *Valuing the Right to Tax Incomes: An Options Pricing Approach*. Organisation for Economic Co-operation and Development. Paris Working Paper No. 160, <https://doi.org/10.1787/240606828720>
- Dušek, L., Kalíšková, K., Münich, D. (2013). Distribution of Average, Marginal and Participation Tax Rates among Czech Taxpayers: Results from a TAXBEN Model. *Finance a úvěr*, 63(6), 474–504.
- Dušek, L., Šatava, J. (2015). *Zdanění vysokopříjmových osob v České republice: IDEA pro reformu*. Studie 14/2015. Praha: Národohospodářský ústav AV ČR.
- Eaton, J., Rosen, H. S. (1980). Taxation, Human Capital, and Uncertainty. *American Economic Review*, 70, 705–715.
- ECB (2016). Euro Foreign Exchange Reference Rates. Frankfurt: European Central Bank. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/stats/exchange/eurofxref/>
- Elschner, C., Schwager, R. (2007). A Simulation Method to Measure the Effective Tax Rate on Highly Skilled Labor. *FinanzArchiv / Public Finance Analysis*, 63(4), 563–582, <https://doi.org/10.1628/001522107x269023>

- Feigenbaum, J., Li, G. (2016). Household Income Uncertainties Over Three Decades. *Oxford Economic Papers*, 67(4), 963–986, <https://doi.org/10.1093/oen/gpv007>
- Figari, F., Paulus, A. (2015). The Distributional Effects of Taxes and Transfers under Alternative Income Concepts. *Public Finance Review*, 43(3), 347–372, <https://doi.org/10.1177/1091142113506930>
- Friedrich, V., Maková, K., Široký, J. (2012). Testing of the Predicative Ability of the Tax Progressiveness Indices. *E+M Ekonomie a management*, 15(1), 4–16.
- Fullerton, D., Rogers, D. L. (1993). *Who Bears the Lifetime Tax Burden?* Washington, DC: Brookings Institution.
- Gentry, W. M., Hubbard, R. G. (2000). Tax Policy and Entrepreneurial Entry. *American Economic Review*, 90(2), 283–287, <https://doi.org/10.1257/aer.90.2.283>
- Giles, D. E. A., Johnson, B. J. (2002). Taxes, Risk Aversion, and the Size of the Underground Economy. *Pacific Economic Review*, 7(1), 97–113, <https://doi.org/10.1111/1468-0106.00152>
- GUS (2016). *Rocznik statystyczny pracy, 2014*. Warszawa: Główny urząd statystyczny.
- Hanousek, J., Palda, F. (2004). Quality of Government Services and the Civic Duty to Pay Taxes in the Czech and Slovak Republics, and other Transition Countries. *Kyklos*, 57(2), 237–252, <https://doi.org/10.1111/j.0023-5962.2004.00252.x>
- Hartog, J. A. (1981). *Personal Income Distribution: A Multicapability Theory*. Boston: Martinus Nijhoff. ISBN 978-0-89838-047-7, <https://doi.org/10.1007/978-94-009-8760-9>
- HCSO (2016). *Statistical Yearbook of Hungary, 2015*. Budapest: Hungarian Central Statistical Office.
- Heathcote, J., Perri, F., Violante, G. L. (2010). Unequal We Stand: An Empirical Analysis of Economic Inequality in the United States, 1967–2006. *Review of Economic Dynamics*, 13(1), 15–51, <https://doi.org/10.1016/j.red.2009.10.010>
- Herzog, T. N., Lord, G. (2002). *Applications of Monte Carlo Methods to Finance and Insurance*. Winsted: Actex. ISBN 978-1-5666-98433-1.
- Jensen, S. T., Shore, S. H. (2015). Changes in the Distribution of Earnings Volatility. *Journal of Human Resources*, 50(3), 811–836, <https://doi.org/10.3368/jhr.50.3.811>
- Kanbur, S. M. (1981). Risk Taking and Taxation: An Alternative Perspective. *Journal of Public Economics*, 15(2), 163–184, [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(81\)90031-1](https://doi.org/10.1016/0047-2727(81)90031-1)
- Kaplow, L. (1991). *Taxation and Risk Taking: A General Equilibrium Perspective*. NBER. Cambridge Working Paper No. 3709.
- Klazar, S., Slintáková, B. (2012). How Progressive is the Czech Pension Security? *Prague Economic Papers*, 21(3), 309–327, <https://doi.org/10.18267/j.pep.426>
- Kotlán, I., Machová, Z., Janíčková, L. (2011). Vliv zdanění na dlouhodobý ekonomický růst. *Politická ekonomie*, 59(5), 638–658, <https://doi.org/10.18267/j.polek.812>
- Levhari, D., Weiss, Y. (1974). The Effect of Risk on the Investment of Human Capital. *American Economic Review*, 64(6), 950–963.
- Libson, A. (2015). Is the Deadweight Actually Dead? Real Option Value and Taxation of Oil and Gas. *Seton Hall Law Review*, 45(3), 833–875.
- Mirrlees, J. A. (1971). An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation. *Review of Economic Studies*, 38(2), 175–208, <https://doi.org/10.2307/2296779>
- Mossin, J. (1968). Taxation and Risk-Taking: An Expected Utility Approach. *Economica*, 35(137), 74–82, <https://doi.org/10.2307/2552162>
- MPSV (2015). *Informační systém o průměrných výdělcích*. Praha: Ministerstvo práce a sociálních věcí.

- Nicodème, G. (2007). Comparing Effective Corporate Tax Rates: Comparisons and Results. *Frontiers in Finance and Economics*, 4(2), 102–131.
- Niemann, R., Sureth, C. (2005). Capital Budgeting with Taxes under Uncertainty and Irreversibility. *Journal of Economics and Statistics*, 225(1), 77–95, <https://doi.org/10.1515/jbnst-2005-0106>
- Niemann, R., Sureth, C. (2011). The Impact of Differential Capital Income Taxation on the Value of Risky Projects. *Economics Bulletin*, 31(2), 1047–1054.
- Panteghini, P. M. (2003). A Dynamic Measure of the Effective Tax Rate. *Economics Bulletin*, 8(15), 1–7.
- Panteghini, P. M. (2012). Corporate Debt, Hybrid Securities, and the Effective Tax Rate. *Journal of Public Economic Theory*, 14(1), 161–186, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9779.2011.01537.x>
- PWC (2016). *Worldwide Tax Summaries*. New York: PricewaterhouseCoopers.
- Sandmo, A. (1977). Portfolio Theory, Asset Demand, and Taxation: Comparative Statics with Many Assets. *Review of Economic Studies*, 44(2), 369–379, <https://doi.org/10.2307/2297074>
- Seidl, C., Pogorelskiy, K., Traub, S. (2013). *Tax Progression in OECD Countries: An Integrative Analysis of Tax Schedules and Income Distributions*. Berlin: Springer. ISBN 978-3-642-28316-1, <https://doi.org/10.1007/978-3-642-28317-8>
- Stiglitz, J. E. (1969). The Effects of Income, Wealth, and Capital Gains Taxation on Risk-Taking. *Quarterly Journal of Economics*, 83(2), 263–283, <https://doi.org/10.2307/1883083>
- Sureth, C. (2002). Partially Irreversible Investment Decisions and Taxation under Uncertainty: A Real Option Approach. *German Economic Review*, 3(2), 185–221, <https://doi.org/10.1111/1468-0475.00057>
- ŠÚSR (2015). *Štruktúra miezd v SR 2014*. Bratislava: Štatistický úrad SK.
- Tanning, L., Tanning, T. (2012). Labour Costs and Productivity Analysis of East-European Countries. *International Journal of Business and Social Science*, 3(20), 65–78.
- Vartanian, T. P., Houser, L. (2010). The Effects of Childhood Neighborhood Conditions on Self-reports of Adult Health. *Journal of Health and Social Behavior*, 51(3), 291–306, <https://doi.org/10.1177/0022146510378241>
- Vlachý, J. (2007). Dodatečné zdanění nejistých osobních příjmů v důsledku daňové progresse. *Politická ekonomie*, 55(5), 625–636, <https://doi.org/10.18267/j.polek.616>
- Vlachý, J. (2008a). Dynamický model zdanění příjmů fyzických osob. *E+M Ekonomie a management*, 8(3), 85–93.
- Vlachý, J. (2008b). Assessing Tax Asymmetries and the Incentive to Incorporate. *Ekonomický časopis*, 56(7), 649–661.
- Vlachý, J. (2010). *The Value of Tax and Costs of Policy: A Quantitative Study*. Saarbrücken: Lambert Academic Publishing. ISBN 978-3-8383-5783-6.
- Weisbach, D. A. (2004). Taxation and Risk-Taking with Multiple Tax Rates. *National Tax Journal*, 57(2), 229–243, <https://doi.org/10.17310/ntj.2004.2.05>
- Ziliak, J. P., Hardy, B. L., Bollinger, C. (2010). *Earnings and Income Volatility in America: Evidence from Matched CPS*. University of Kentucky Center for Poverty. Research Discussion Paper Series, DP2010-05. Dostupné z: http://www.ukcpr.org/sites/www.ukcpr.org/files/documents/DP2010-05_0.pdf