

VLIV EKONOMICKÝCH, SOCIÁLNÍCH A INSTITUCIONÁLNÍCH FAKTORŮ NA ÚROVEŇ SOCIÁLNÍCH VÝDAJŮ

Vojtěch Roženský, Vysoká škola ekonomická v Praze*

1. Úvod

Příspěvek je zaměřen na determinanty úrovně sociálních výdajů (tj. podílu sociálních výdajů na HDP) a odhad citlivosti na tyto determinanty. Přestože se jedná o oblast, která je častým objektem teoretického i empirického výzkumu, nejednoznačnost a často i protichůdnost jeho závěrů nabízejí dostatek prostoru pro další analýzu. Pro teorii je důležité vysvětlit příčiny vývojových tendencí a mezinárodních rozdílů, z pohledu praktického řízení veřejných financí je podstatná informace o směru a intenzitě působení exogenních faktorů na sociální výdaje. Znalost citlivosti sociálních výdajů na jednotlivé determinanty je potřebná pro přípravu výdajových reforem, při analýzách jejich dopadů a projekcích budoucího vývoje.

V části literatury bývá smysluplnost empirického testování determinant sociálních výdajů zpochybňována, neboť se jedná o složitou problematiku plnou komplexních kauzálních vztahů a interakcí, kterou není možné popsat jednou rovnicí. Sociální výdaje jsou však natolik významnou skupinou veřejných výdajů, že je potřeba snažit se alespoň přibližně odhadnout jejich vývoj při různých alternativních vývojech ekonomiky. Modely jsou sice obtížně využitelné pro predikce, ale z hlediska praxe je potřebná spíše alespoň orientační znalost citlivosti sociálních výdajů na jednotlivé faktory. Tyto citlivosti umožní odhadnout, jaký vliv na sociální výdaje bude mít např. zvýšení míry nezaměstnanosti o 1 procentní bod nebo zpomalení růstu HDP o 2 procentní body.

Cílem příspěvku je identifikace významných determinant úrovně sociálních výdajů, vysvětlení vývojových tendencí sociálních výdajů v zemích EU v období 1990–2010, a odhad citlivosti úrovně sociálních výdajů na jednotlivé determinanty. Hypotézou, podloženou výsledky stávajícího výzkumu, je silná závislost úrovně sociálních výdajů na ekonomické úrovni, míře nezaměstnanosti a demografickém vývoji.

2. Teorie růstu sociálních výdajů a empirický výzkum

Obecně lze rozlišit poptávkový a nabídkový pohled na růst sociálních výdajů. Podle poptávkových teorií je poptávka po aktivitách vlády, včetně politiky v oblasti sociálních výdajů, generována strukturálními aspekty společnosti, zejména strukturou ekonomiky a demografickou strukturou populace. Znamená to, že vláda nějakým způsobem

* Článek vznikl při řešení projektu IGA VŠE F1/02/2013 „Veřejné finance ve vyspělých zemích“.

reaguje na požadavky společnosti ohledně sociálního zabezpečení (na její poptávku). Podle nabídkového pohledu rozhodují vlády o výdajích na principu maximalizace užitku pro sebe a spřízněné skupiny. Na rozdíl od poptávkového přístupu nepřidává velký význam preferencím těch, kterých by se sociální politika měla primárně týkat. Klíčovými jsou zájmy osob a skupin, které systém sociálního zabezpečení vytvářejí (nabízejí).

Všeobecně akceptované a empiricky nejvíce podložené vysvětlení poválečného růstu sociálních výdajů spočívá ve vlivu základních socioekonomických procesů, zejména ekonomického rozvoje a změn v demografické struktuře populace.¹ V rámci teorie socioekonomické determinace existuje několik proudů, z nichž každý považuje za klíčový jiný aspekt sociálního a ekonomického vývoje. Wilensky (1975) tvrdí, že na počátku kauzálního řetězce je ekonomický rozvoj, který následně působí na růst úrovně sociálních výdajů dvěma kanály – přes demografický vývoj (pokles fertility a následné stárnutí populace) a tzv. lock-in efekt, který je pro sociální výdaje charakteristický.² Peltzman (1980) nebo Meltzer a Richard (1981) považují za rozhodující nerovnost tržní distribuce příjmů. Čím větší je poměr průměrného a mediánového příjmu, tím vyšší je ochota středového voliče akceptovat růst zdanění a transferů. Lindert (1996) zdůvodňuje růst sociálních výdajů v období po 2. světové válce tím, že nízkopříjmové skupiny byly v té době skutečně chudé, tj. měly problém s uspokojováním svých základních hmotných potřeb. Jak jejich životní úroveň postupně rostla, vlády byly stále méně ochotné financovat nové sociální programy a růst úrovně sociálních výdajů se v polovině 90. let zastavil. Iversen a Cusack (2000) považují za prvotní příčinu růstu sociálních výdajů tzv. deindustrializaci.³ Ta způsobuje růst rizik na trhu práce tím, že omezuje možnosti uplatnění pracovní síly v tradičních sektorech. Pracovní síla následně poptává vyšší ochranu před těmito riziky, tj. požaduje štedřejší systém sociálního zabezpečení. Část pracovní síly, vytlačené ze sektorů průmyslu a zemědělství, není absorbována sektorem soukromých ani veřejných služeb, a stává se tak závislou na sociálních dávkách. Tento kauzální řetězec byl přitom silnější v Evropě, než v Severní Americe. Americký privátní sektor snadněji generoval nová pracovní místa, takže mnohem menší část pracovní síly, vytlačené z průmyslu a zemědělství, byla z trhu práce vytlačena úplně. Riziko nezaměstnanosti bylo v Americe nižší, a proto byla nižší i poptávka po kompenzaci tohoto rizika formou lepšího sociálního zabezpečení.

1 Tato teorie vychází z Wagnerova zákona, podle kterého fundamentální sociálně transformační procesy, jako jsou industrializace, dělba práce, urbanizace a celková ekonomizace života, zvyšují poptávku po regulaci a redistribuci. Růst ekonomické úrovně je proto spojen s požadavky společnosti na vyšší sociální výdaje.

2 Jedná se vlastně o obdobu teorie prahových efektů Peacocka a Wisemana, podle níž výdaje neklesají, i když pomine důvod jejich zavedení. Jakmile jsou sociální programy jednou zavedeny, je prakticky nemožné je omezit nebo zrušit, takže se stávají permanentními a náklady na ně v čase rostou.

3 Proces odlivu pracovní síly ze sektoru zemědělství a průmyslu do sektoru služeb, případně mimo trh práce.

Teorie o vlivu politických faktorů je založena na předpokladu, že podstatou politické soutěže je výměna hlasů voličů za politická opatření. Politické strany jsou schopny a skutečně chtějí realizovat takovou rozpočtovou politiku, která odpovídá požadavkům jejich voličů a přináší jim prospěch. Úroveň sociálních výdajů je proto závislá na ideologickém zaměření vládních stran. Levicové a křesťanské strany ve vládě usilují o vyšší úroveň sociálních výdajů, zatímco pravicové strany se snaží o opak. Tyto hypotézy podporuje většina empirického výzkumu z 90. let.⁴ Dle novějších verzí teorie politické determinace sociálních výdajů⁵ už politické strany nejsou schopny nasměrovat ekonomický prospěch k preferovaným skupinám. V prostředí globalizované ekonomiky jsou vlády nuceny hledat konsensus s mnoha zájmovými skupinami a jejich reálný vliv na rozpočet je minimální. I když politické strany stále formálně vymezují svou pozici na pravolevé škále, na jejich chování ve vládě mají jejich ideologické základy a preference voličů omezený dopad. S malým významem těchto faktorů souhlasí i Schmidt (1996). Důvodem však podle něj není globalizace, ale to, že politické strany jsou vlastně běžné, užitek maximalizující zájmové skupiny, pro něž jsou zájmy voličů až druhořadé. Úroveň sociálních výdajů závisí na distribuci moci mezi jednotlivé zájmové skupiny a na jejich schopnosti se organizovat a prosadit se v boji s ostatními skupinami. Korpi a Palme (2004) považují za důležité sílu a politické aktivity odborů, naopak Huber a Stephens (2004) nebo Castles (2005) jejich vliv na sociální výdaje nepotvrzují. Tsebelis a Chang (2004) se zabývali strukturou a schopností zájmových skupin zasahovat do legislativy v oblasti sociální politiky. Tvrdí, že čím více je těchto skupin, a čím méně jsou koherentní, tím složitější je pro ně prosadit jakékoliv změny v sociální politice, tj. tím pomalejší je dlouhodobý růst úrovně sociálních výdajů.

Podle teorie institucionální determinace jsou pro úroveň sociálních výdajů rozhodující instituce, jimiž se rozumí formální a neformální pravidla soutěže zájmových skupin. Person, Roland a Tabellini (2000) se zabývali velikostí a strukturou veřejných výdajů v různých politických systémech. Pro parlamentní demokracii je podle nich typické, že redistribuce probíhá od menšiny k většině. Podíl sociálních výdajů na celkových výdajích je zde vysoký na úkor výdajů na zabezpečení veřejných statků. Většinové a méně frakcionalizované politické systémy vedou k nižšímu podílu sociálních výdajů na HDP. Prezidentský systém je spojený spíše s redistribucí k mocným minoritám, celková úroveň sociálních výdajů zde bývá nižší než v parlamentních demokraciích. S těmito závěry souhlasí i Huber, Ragin a Stephens (1993), Persson a Tabellini (1999) nebo Kittel a Obinger (2003).

Teorie o vlivu mezinárodních faktorů se rozšířila v reakci na zastavení dlouhodobého růstu průměrné úrovně sociálních výdajů, které nastalo přibližně v polovině 90. let. Za příčiny tohoto zlomu jsou považovány internacionalizace ekonomik a globalizace. V této souvislosti se v literatuře objevují dvě protichůdné hypotézy.

4 Např. Roubini a Sachs (1989), De Haan a Sturm (1994), Hicks a Kenworthy (1998) nebo Garrett a Mitchell (2001).

5 Např. Cusack (1997), Pierson (2001), Schmidt a Ostheim (2003) nebo Kittel a Obinger (2003).

Podle efektivnostní hypotézy otevřenost ekonomik vůči mezinárodním trhům vystavuje vlády soutěži o investice. Ve snaze o zvýšení konkurenceschopnosti se musí uchýlovat ke snižování daní, a tudíž si nemohou dovolit dále financovat rozsáhlé sociální systémy. Naopak podle kompenzační hypotézy jsou vlády vyspělých otevřených ekonomik nuceny zvyšovat sociální výdaje, protože je třeba kompenzovat ty, kteří nejsou schopni obstát v globální konkurenci. Výsledky empirického výzkumu jsou nejednoznačné. Efektivnostní hypotézu potvrzují např. Garrett (1998), Castles (1999), Garrett a Mitchell (2001), nebo Gemmel, Kneller a Sanz (2008), kompenzační hypotézu např. Swank (2002), Shelton (2007) nebo Rodrik (1998). Vysvětlením rozporuplnosti závěrů empirických analýz mezinárodních faktorů se zabývali Dreher, Sturm a Ursprung (2008). Důvodem podle nich je, že přestože obě hypotézy platí, jejich efekty se navzájem neutralizují.

3. Vývojové tendence sociálních výdajů v zemích EU

V národních i mezinárodních zdrojích se lze setkat s řadou různých přístupů k vymezení sociálních výdajů. Je nutné rozlišovat výdaje hrubé a čisté, veřejné a soukromé (u nich pak povinné a dobrovolné), a vyjasnit zařazení některých sporných položek, zejména výdaje na zdravotní péči a výdaje na vzdělávání. V této práci jsou za sociální považovány hrubé výdaje z veřejných zdrojů, vymezené třídou 10 funkční klasifikace COFOG, kterou používá Eurostat. Analýza vývojových tendencí i regresní analýza pracují s vyjádřením v procentech HDP. Objektem výzkumu jsou úrovně sociálních výdajů v období 1990 až 2010.⁶

Přímé mezinárodní srovnávání sociálních výdajů je přesto poněkud zavádějící. Jedná o sociální výdaje v hrubé výši, a proto je není možné považovat za přesné vyjádření, ale pouze za aproximaci skutečného rozsahu redistribuce. Úrovně sociálních výdajů jsou zkresleny zejména rozdíly ve zdanění transferů, redistribučními prvky daňových systémů, přenosem některých sociálních výdajů na soukromé subjekty⁷ nebo různým rozsahem a tradicemi dobrovolných privátních sociálních výdajů.⁸ Uvedené problémy z větší části řeší koncept čistých sociálních výdajů v metodice OECD, jeho použití pro regresní analýzu je však limitováno nedostatkem dat.

Z grafů 1 a 2 je patrných několik vývojových tendencí, které je třeba vysvětlit. V rámci skupiny zemí EU 15 průměrný podíl sociálních výdajů na HDP v druhé polovině 90. let mírně klesal. Výraznějšího poklesu se podařilo dosáhnout v severovýchodních zemích, Nizozemí a Irsku, růst naopak pokračoval v Portugalsku a Řecku. Následovalo období stagnace, které skončilo rokem 2008. Během recese 2008–2010

6 První data v klasifikaci COFOG jsou dostupná právě od roku 1990, pro většinu zemí EU až od roku 1995. Kompletní data pro všechny sledované země byla k dispozici pouze do roku 2010.

7 Např. přenos nemocenských na zaměstnavatele.

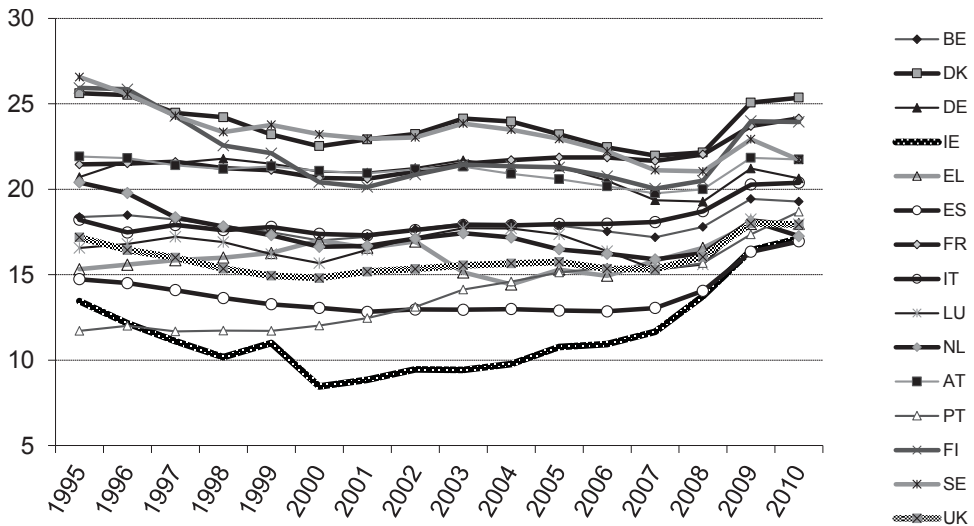
8 Jedná se zejména o dobrovolné příspěvky zaměstnavatelů do různých zaměstnaneckých fondů. Např. ve Švédsku nebo ve Francii činí podíl dobrovolných privátních sociálních výdajů na HDP více než 2 %, zatímco ve středoevropských zemích se blíží nule.

došlo ke skokovému nárůstu, který v průměru přesahoval dva procentní body. Zřejmě je konvergence úrovně sociálních výdajů po roce 2003, kdy rozdíl mezi nejvyšší a nejnižší hodnotou klesl z 15 na 8 procentních bodů. Průměrná úroveň sociálních výdajů v nových zemích EU je dlouhodobě nižší, než v EU 15.⁹ Rozdíl se však výrazně snížil z přibližně 7 p. b. v roce 1995 na 4 p. b. v roce 2010. Průměrná hodnota za nové země EU v období 2000–2008 mírně klesala, poté prudce vzrostla. Tradičně nižší úrovně sociálních výdajů jsou v pobaltských státech a na Slovensku, nad průměrem EU 27 jsou jen v Maďarsku a ve Slovinsku (v předchozích letech i v Polsku). Variabilita úrovně sociálních výdajů uvnitř skupiny nových zemí EU je nižší, než mezi původními členskými zeměmi. V období 2001–2007 přitom variační koeficient u nových zemí rostl, zatímco u EU15 pozvolna klesal, od roku 2008 se však úrovně sociálních výdajů rychle sblížovaly. Příčiny by měla objasnit až regresní analýza.

Pro jednotlivé země jsou v dalším textu použity zkratky standardně používané v materiálech Eurostatu: AT – Rakousko, BE – Belgie, BG – Bulharsko, CH – Švýcarsko, CY – Kypr, CZ – Česká republika, DK – Dánsko, DE – Německo, IE – Irsko, EE – Estonsko, EL – Řecko, ES – Španělsko, FI – Finsko, FR – Francie, HU – Maďarsko, IS – Island, IT – Itálie, LA – Lotyšsko, LT – Litva, LU – Lucembursko, MT – Malta, NL – Nizozemsko, NO – Norsko, PL – Polsko, PT – Portugalsko, RO – Rumunsko, SE – Švédsko, SI – Slovinsko, SK – Slovensko, UK – Spojené království.

Graf 1

Výdaje na sociální zabezpečení v zemích EU 15 (třída COFOG 10, v % HDP)

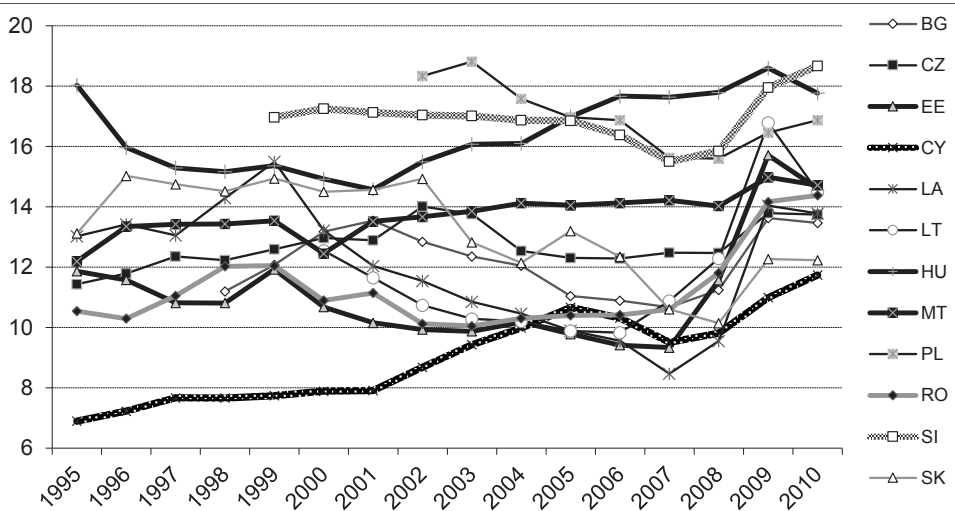


Zdroj: Eurostat 2012

9 Podrobněji se problematikou sociálních výdajů v nových zemích EU zabývají např. Izák a Dufková (2006).

Graf 2

Výdaje na sociální zabezpečení v nových zemích EU (třída COFOG 10, v % HDP)



Zdroj: Eurostat 2012

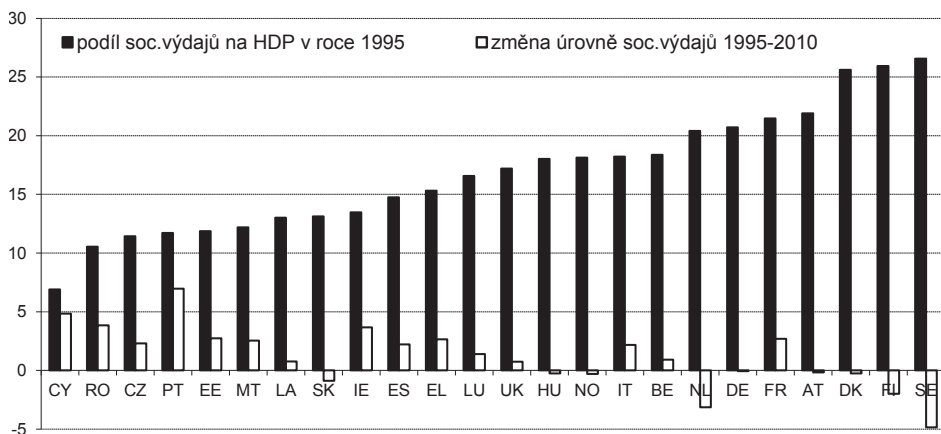
Během sledovaného období došlo ve vývoji sociálních výdajů k několika skokovým změnám, které by mohly narušit vypovídací schopnost regresní analýzy. V průběhu období 1990–2010 se vyskytlo celkem 23 případů, kdy první diference přesáhla 2% HDP. Za bližší pozornost z pohledu regresní analýzy stojí rok 2009, kdy došlo k nejvýraznější meziroční skokové změně úrovně sociálních výdajů (v průměru o 2,19% HDP). Příčinou může být vysoká citlivost sociálních výdajů na ekonomický růst, ale také nějaká zásadní strukturální změna, při níž došlo k posunu v relativním významu jednotlivých determinant. Přítomnost strukturální změny však v tomto případě nelze ověřit pomocí Chowova testu.¹⁰

Kromě konvergence úrovně sociálních výdajů je patrná i β -konvergence, tj. inverzní vztah výchozí úrovně výdajů a míry jejich růstu. Korelace mezi výchozí hodnotou podílu výdajů třídy 10 na HDP a změnou tohoto podílu mezi lety 1995 a 2010 je silně negativní (hodnota koeficientu $-0,75$), tj. čím nižší byla výchozí úroveň sociálních výdajů, tím vyšší byl její růst. Největšího poklesu sociálních výdajů bylo dosaženo ve Švédsku, Nizozemí a Finsku, kde byly úrovně v roce 1995 jedny z nejvyšších. Naopak největší růst zaznamenalo Portugalsko, Kypr, Rumunsko a Irsko, tzn. země s nejnižšími výchozími úrovněmi.

¹⁰ S časovou řadou, končící rokem 2010, nelze testovat strukturální změnu v roce 2009. Jestliže je k dispozici T pozorování, a předpokládán zlom tuto množinu rozdělí na 2 podmnožiny s T_1 a T_2 pozorováními, je doporučováno, aby platilo $T_1 > k$ a $T_2 > k$, kde k je počet parametrů.

Graf 3

**β-konvergence úrovně sociálních výdajů v zemích EU a EFTA v období 1995–2010
(hodnoty v % HDP)**



Zdroj: Eurostat 2012

4. Determinanty úrovně sociálních výdajů – analýza panelových dat

V této práci je vysvětlovanou proměnnou podíl sociálních výdajů na HDP. Data pro výdaje třídy 10 klasifikace COFOG jsou k dispozici pro všech 30 sledovaných zemí, tj. EU 27 a Norsko, Island a Švýcarsko. Sledujeme období od roku 1990 do roku 2010, tzn. celkem 21 let. Údaje jsou nekompletní, což je logické už z toho důvodu, že část zemí v roce 1990 ještě neexistovala. Kompletní časové řady od roku 1990 jsou k dispozici pouze pro 6 zemí, pro většinu ostatních zemí řada začíná až rokem 1995. K dispozici je celkem 492 pozorování.

Jako východisko pro výběr nezávisle proměnných do regresního modelu byl použit souhrn dosud testovaných faktorů, sestavený z dostupné literatury. Celkem bylo nalezeno 62 proměnných, zastupujících všechna hlavní teoretická vysvětlení determinace sociálních výdajů. Z tohoto souboru byly vyřazeny proměnné, u nichž se vyskytuje závažný problém s opakováním testů, zpravidla v důsledku nedostatečné kvality či množství dostupných dat.¹¹ Ze zbývajících proměnných byly na základě teoretické analýzy vyloučeny ty, jejichž zahrnutí do modelu by nemělo praktický význam pro splnění cílů práce. Příkladem jsou proměnné, jejichž vliv na úroveň sociálních výdajů nelze uspokojivě ekonomicky zdůvodnit, nebo proměnné, u nichž je vysoce pravděpodobná obrácená kauzalita. Počet zbylých proměnných, připadajících v úvahu pro testování v rámci jednoho modelu, je již tak nízký, že využití ekonometrických metod k dalšímu výběru nebylo nutné. Tři základní faktory, na jejichž významu se shodují téměř všichni autoři (tj. ekonomická úroveň, stárnutí populace a nezaměstnanost), byly použity jako kontrolní proměnné. Vedle nich bylo testováno 18 dalších proměnných, pokrývajících všechny základní teorie růstu sociálních výdajů.

11 Jedná se například o různé kompozitní indikátory (popisující zejména institucionální a politické prostředí), které si pro účel vlastní analýzy sestavili sami jejich autoři.

Tabulka 1

Přehled testovaných proměnných

Faktor	Proměnná	Zdroj	n	Předp. efekt na Y
Ekonomická úroveň	Přirozený logaritmus HDP na obyvatele v PPP	Eurostat	479	+
Stárnutí populace	podíl populace ve věku 65 let a více na celkové populaci	Eurostat	628	+
Nezaměstnanost	Prům. míra nezaměstnanosti (standardizovaná)	Eurostat	552	+
Ekonomický růst	Přírůstek reálného HDP proti předchozímu období	Eurostat	541	-
Deindustrializace	podíl pracovní síly mimo zemědělství a průmyslu na celkové pracovní síle	Eurostat	461	+
Otevřenost ekonomiky	součet objemu dovozů a vývozu v % HDP	PWT 7.0	594	+ / -
Fiskální disciplína	Podíl veřejného dluhu na HDP	Eurostat	446	+ / -
Přímé zahraniční investice	součet objemu FDI dovnitř a ven z ekonomiky jako podíl na HDP	Eurostat	433	+ / -
Zaměstnanost žen	podíl zaměstnaných žen ve věku 15-64 let	Eurostat	472	+
Politický systém	0 = prezidentský, 1 = prezident volený parlamentem, 2 = parlamentní	DPI 2010	622	+
Ideologická orientace vlády	1 = pravicová, 2 = středová, 3 = levicová	DPI 2010	566	+
	přítomnost nábožensky založené strany ve vládě: 0 = žádná, 1 = křesťanská nekatolická, 2 = katolická aj.	DPI 2010	588	+
Frakcionalizace politických stran	pravděpodobnost, že dva náhodně vybraní zákonodárci nebudou ze stejné politické strany	DPI 2010	575	+
Volební systém	Volební systém používaný pro většinu zákonodárců, 0 = proporcionální, 1 = většinový	DPI 2010	582	-
Konstituční uspořádání	konstitučně garantovaná autonomie regionů (přesné vymezení v DPI Codebook)	DPI 2010	630	+
	Federativní uspořádání: 0 = žádné, 1 = slabé, 2 = silné	CWS	273	+
Volební cyklus – dummy pro volební rok	0 = ne, 1 = daný rok byly volby do zákonodárského sboru	DPI 2010	588	+
Vládní většina	podíl vládních stran na celkovém počtu křesel v parlamentu	DPI 2010	587	-
Doba trvání stávajícího politického systému	kolik let uplynulo od poslední změny politického systému (přechod autoritativní-demokratický)	DPI 2010	617	+
Dědictví autoritativních režimů	charakter politického režimu v r. 1900: 1 = silná demokracie, 2 = slabá demokracie, 3 vláda není odpovědná parlamentu	CWS	273	-
Sociální výdaje v r. 1980	podíl sociálních výdajů na HDP v r. 1980	OECD	357	+ / -

Zdroj: vlastní zpracování

Pro potřeby analýzy determinant sociálních výdajů se jako nejvhodnější jeví model s fixními efekty (FEM), který lze charakterizovat rovnicí

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it}, \quad (1)$$

případně ve vyjádření pomocí dummy proměnných rovnicí

$$y_{it} = \alpha + \beta \cdot X_{it} + \sum_{i=1}^N = \lambda_i D_i + u_{it}, \quad (2)$$

kde y_{it} představuje hodnotu závisle proměnné pro zemi i v roce t , α_i úrovnovou konstantu pro zemi i , β a λ_i parametry, X_{it} hodnotu nezávisle proměnné pro zemi i v roce t , D_i dummy proměnnou pro i -tou jednotku a u_{it} náhodnou složku. V tomto případě uvažujeme o interceptu jako o N fixních parametrech. Pro analýzu sociálních výdajů to znamená, že u každé země předpokládáme specifickou „průměrnou“ úroveň sociálních výdajů. Zachycením trvalých rozdílů mezi zeměmi dojde ke zvýšení kvality odhadu citlivosti na jednotlivé determinanty. V literatuře na téma determinant sociálních výdajů je FEM s robustními standardními chybami (obvykle je používán Beck-Katz Standard) nejpoužívanější metodou odhadu parametrů. Nevýhodou, na kterou upozorňují Plümpert, Tröger a Manow (2005), je, že klasický FEM do rovnice začleňuje pouze změny nezávisle proměnné v rámci jednotky (země), takže nelze dobře testovat proměnné, které se v čase nemění, nebo se mění pouze výjimečně. Týká se to např. dummy proměnných pro konstituční pravidla. Tyto proměnné proto byly testovány pomocí metody pooled OLS.

Ze souboru analyzovaných proměnných se jako vhodné jeví testování zpožděných hodnot pouze pro ekonomický růst a podíl veřejného dluhu na HDP. K dispozici je 511, resp. 417 pozorování. Použití časových dummy proměnných se s ohledem na délku časové řady (období 1990–2010, pro většinu zemí dokonce jen 1995–2010, tj. 21 nebo 16 let) nezdá vhodné.

Z kompletní korelační matice pro všech 21 testovaných nezávisle proměnných vyplývá, že celkem 9 párových korelačních koeficientů překračuje hodnotu 0,80, považovanou za hranici závažné multikolinearity. Část z těchto dvojic proměnných je spolu natolik logicky provázána, že by nemělo smysl testovat je současně. Z ostatních párů proměnných je z hlediska multikolinearity třeba v diskusi výsledků zaměřit pozornost na 3 dvojice: deindustrializace / ekonomická úroveň, doba trvání stávajícího politického systému / ekonomická úroveň, doba trvání stávajícího politického systému / deindustrializace.

Pro analýzu takto složitých společensko-ekonomických jevů a procesů je třeba použít více alternativních specifikací regresního modelu, případně i více metod odhadu. Signifikantní bude s větší pravděpodobností taková proměnná, která vychází jako signifikantní při všech (nebo co nejvíce) různých specifikacích. Na základě doporučení ekonometrické literatury byl při hledání nejvhodnější specifikace modelu použit postup *general-to-specific*, tj. nejprve byly do modelu zařazeny všechny testované

proměnné a postupně byly vyřazovány ty, které vyšly jako nevýznamné.¹² Výsledkem bude model, v němž jsou všechny proměnné statisticky významné. Do všech specifikací byla vždy zařazena trojice kontrolních proměnných (ekonomická úroveň, míra nezaměstnanosti a ukazatel stárnutí populace). Východiskem je základní model, vyjádřený rovnicí

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_{ki} k + \beta_{zi} z + u_{it} \quad (3)$$

kde y_{it} představuje hodnotu závisle proměnné pro zemi i v roce t , α_i úrovnňovou konstantu pro zemi i , β_{ki} a β_{zi} parametry, k vektor kontrolních proměnných, z vektor ostatních vysvětlujících proměnných a u_{it} náhodnou složku. Pomocí modelu s fixními efekty s robustními standardními chybami bylo testováno 14 nezávisle proměnných¹³ a zpožděné hodnoty pro 2 proměnné. Pro kontrolu a zvýšení počtu testovaných specifikací byl použitý i jednoduché modely ve formě

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_{ki} k + \beta_{xi} x_{it} + u_{it} \quad (4)$$

kde y_{it} představuje hodnotu závisle proměnné pro zemi i v roce t , α_i úrovnňovou konstantu pro zemi i , β_{ki} a β_{xi} parametry, u_{it} náhodnou složku, k vektor kontrolních proměnných a za x_i byly postupně dosazovány zbylé proměnné.

Rozsah zkreslení výsledků extrémními hodnotami nezávisle proměnných je posouzen pomocí Jackknife analýzy.¹⁴ K testování shody modelu s daty byla použita informační kritéria a korigovaný koeficient determinace. Významnost jednotlivých nezávisle proměnných byla posuzována pomocí hodnot t-statistik a p-hodnoty. Statistická významnost modelu jako celku byla vyhodnocena pomocí F-testu.

5. Citlivost úrovně sociálních výdajů na významné determinanty

Výsledky analýzy panelových dat jsou shrnuty v tabulce 2. Ve výsledném modelu zůstalo sedm proměnných, které reprezentují faktory ekonomické úrovně, stárnutí populace, ekonomického růstu, otevřenosti ekonomiky, veřejného dluhu a ideových základů vlády.

12 Např. Verbeek (2004) doporučuje přístup od obecného modelu k jednoduchému, protože je méně náchylný k chybám 1. stupně. Při tomto postupu se předpokládá, že komplikovaný model je schopen poměrně přesně popisovat realitu, ale pro praktické využití je příliš složitý. Cílem je takový model co nejvíce zjednodušit, ale přitom ztratit co nejméně z jeho vysvětlovací schopnosti.

13 Zbýlých 7 proměnných bylo z důvodu stacionarity testováno pouze pomocí pooled OLS estimatoru.

14 Jackknife procedura spočívá v postupném opakování regrese, kdy je vždy vyloučena jedna země. Hledá se, při vyloučení kterých zemí je dosaženo nejvyššího (*Jackknife upper bound*) a nejnižšího (*Jackknife lower bound*) koeficientu. Pokud je rozdíl mezi těmito krajními hodnotami a odhadnutým koeficientem výrazný, ukazuje to na zkreslení kvality odhadu extrémními hodnotami.

Tabulka 2

Výsledky regresní analýzy – FEM s robustními standardními chybami, výsledný model

	koeficient	t-statistika	p-hodnota	Jackknife range	
				lower bound	upper bound
Const.	-1,6016	-0,368	0,7132		
HDP na obyvatele	1,3693	3,063	0,0024	0,1600 (LT)	2,0011 (SK)
podíl populace 65+	25,8602	3,006	0,0028	9,1147 (MT)	59,1058 (DE)
míra nezaměstnanosti	0,2842	5,396	1,25E-07	0,2423 (MT)	0,3050 (SK)
růst HDP	-0,0910	-3,829	0,0002	-0,1215 (MT)	-0,0793 (RO)
otevřenost ekonomiky	-0,0295	-5,036	7,61E-07	-0,0402 (HU)	-0,0234 (LT)
veřejný dluh	0,0240	3,781	0,0002	0,0180 (LT)	0,0337 (BG)
přítomnost křesťanský založené strany ve vládě	-0,4033	-2,364	0,0186	-0,7553 (DE)	-0,1621 (NL)
n	388				
adj.R²	0,91743				
AIC	1355,660				
SBIC	1498,256				
HQIC	1412,197				
DW	0,50685				

Zdroj: Vlastní výpočet

Ukazatel ekonomické úrovně (HDP na obyvatele v PPP) má u 19 z 20 testovaných specifikací modelu kladné znaménko. Země s vyšší ekonomickou úrovní mají tendenci k rozsáhlejšímu systému sociálního zabezpečení, což je v souladu s ekonomickou teorií i dosavadním empirickým výzkumem. Koeficient ve většině případů není statisticky signifikantní, ale na druhou stranu ve třech modelech s nejlepší specifikací, tj. největší shodou modelu s daty, je signifikantní vždy. Proto můžeme ekonomickou úroveň považovat za významnou determinantu úrovně sociálních výdajů.

U demografické proměnné (podíl populace ve věku 65 let a více na celkové populaci) je koeficient vždy kladný, země s vyšším podílem populace v poproduktivním věku tedy obvykle mají vyšší úroveň sociálních výdajů. Pouze ve dvou z 20 specifikací modelu není koeficient signifikantní na 5% hladině významnosti. Hodnoty koeficientů se u modelů s nejlepší specifikací pohybují v relativně úzkém rozmezí 25 až 30. Z toho lze usuzovat, že zvýšení podílu osob ve věku 65 let a více na celkové populaci o jeden

procentní bod v průměru vede (za jinak stejných podmínek) ke zvýšení úrovně sociálních výdajů o necelé 3 desetiny procentního bodu.

V případě míry nezaměstnanosti vyšel koeficient vždy kladný, což je v souladu s ekonomickou logikou. Pouze u jedné z 20 specifikací modelu není koeficient statisticky signifikantní. Nezaměstnanost tak můžeme považovat za významnou determinantu úrovně sociálních výdajů. Hodnoty koeficientů se u modelů s nejlepší specifikací pohybují v rozmezí 0,25 až 0,30, tzn. nárůst míry nezaměstnanosti o 1 procentní bod je spojen s nárůstem úrovně sociálních výdajů o necelé 3 desetiny procenta HDP.

Efekt ekonomického růstu (přírůstek reálného HDP proti předchozímu období) byl testován v 5 různých specifikacích, zpožděná hodnota pak ve 4 specifikacích. Koeficient vyšel vždy záporný, což je opět v souladu s předpoklady a teorií. Odhady jsou vždy signifikantní na 5% hladině významnosti. U modelů s nejlepší specifikací dosahují koeficienty hodnot vždy kolem -0,10, což je možné interpretovat tak, že zvýšení ekonomického růstu o jeden procentní bod je spojeno s poklesem úrovně sociálních výdajů přibližně o desetinu procenta HDP.

Koeficient u otevřenosti ekonomiky (podíl součtu objemu vývozu a dovozu na HDP) vyšel záporný ve všech 8 testovaných specifikacích. Všechny koeficienty jsou statisticky signifikantní. Výsledky tak podporují efektivnostní hypotézu, podle které otevřenost ekonomiky a globální konkurence motivují vlády k lepší cílenosti sociálních transferů a celkové snižování jejich objemu. Hodnoty koeficientu se u modelů s nejlepší specifikací vždy pohybují okolo -0,03, zvýšení otevřenosti ekonomiky o jeden procentní bod je tak spojeno se snížením úrovně sociálních výdajů přibližně o tři setiny procentního bodu.

U podílu veřejného dluhu na HDP je vždy kladné znaménko, což ukazuje na to, že země s vyšším zadlužením mají tendenci k vyšší úrovni sociálních výdajů.¹⁵ Běžné hodnoty této proměnné jsou statisticky významnější v porovnání se zpožděnými hodnotami. Statisticky významnou proměnnou je i dummy pro zastoupení nábožensky zaměřené strany ve vládě. Teorie předpokládá kladný koeficient, protože lze očekávat obecně pozitivní vztah křesťanství k solidaritě a sociálnímu zabezpečení. Výsledek regresní analýzy je však opačný, když ve všech 6 testovaných specifikacích vyšel signifikantní záporný koeficient. Stejně jako v případě veřejného dluhu se zde jedná pouze o statistický vztah bez jasně teoreticky zdůvodnitelné kauzality.

Celkově lze říci, že se výsledný model dobře shoduje s daty, když vysvětluje přes 90% variability závisle proměnné. Směry efektu socioekonomických proměnných plně odpovídají závěrům jiných autorů, u ostatních proměnných jsou výsledky dosavadního výzkumu nejednoznačné. Dle výsledků Jackknife procedury není zkreslení koeficientů extrémními hodnotami zásadní, neboť ani v jednom případě nemělo vyloučení nějaké země z regrese za následek změnu znaménka koeficientu. Jako jediné období, v němž

15 U vztahu zadlužení a sociálních výdajů se nabízí otázka kauzality. Intuitivně je možné spíše očekávat, že vysoké sociální výdaje se spolupodílejí na růstu zadlužení. Obrácená regrese (vysvětlení dluhu pomocí běžné nebo zpožděné úrovně sociálních výdajů) ale takovou kauzalitu nenaznačuje.

mohla nastat strukturální změna, byl na základě analýzy prvních diferencí označen rok 2009. Skokový nárůst úrovně sociálních výdajů v tomto roce však s nejvyšší pravděpodobností není spojen se změnou citlivosti na významné determinanty, neboť je plně vysvětlitelný vývojem těchto determinant.¹⁶ Tomu odpovídá i skutečnost, že průměrná odchylka skutečných a namodelovaných úrovní sociálních výdajů pro rok 2009 se od dalších let významně neliší.

Tabulka 3

Test stacionárních proměnných – pooled OLS, jednoduché modely

		x_i						
		politický systém	volební systém	autonomie regionů	volební / předvolební rok	federální uspořádání	autoritativní režim v r. 1900	sociální výdaje / HDP v r. 1980
const.	Koeficient	-39,5628	-45,2455	-39,5722	-45,2169	37,4962	27,9755	8,1746
	t-statistika	-9,926	-10,540	-9,350	-10,470	2,637	1,951	1,232
	p-hodnota	4,19E-21	3,58E-23	4,32E-19	6,58E-23	0,009	0,0525	0,2191
HDP / obyv.	Koeficient	4,02509	4,68273	4,31732	4,71663	-3,25519	-2,24384	-1,07242
	t-statistika	9,996	10,950	10,500	10,980	-2,384	-1,627	-1,728
	p-hodnota	2,35E-21	1,06E-24	3,41E-23	8,57E-25	0,0181	0,1055	0,0852
podíl populace 65+	Koeficient	68,8929	83,744	70,7408	80,4483	86,7027	61,5667	54,4426
	t-statistika	8,146	9,180	7,871	8,897	7,064	4,990	6,262
	p-hodnota	3,84E-15	2,06E-18	2,72E-14	1,79E-17	2,89E-11	1,35E-06	1,74E-09
míra nezaměstnanosti	Koeficient	0,281662	0,320786	0,236122	0,315758	0,182881	0,219842	0,151664
	t-statistika	5,601	5,718	4,432	5,602	1,688	2,052	2,598
	p-hodnota	3,75E-08	2,06E-08	1,18E-05	3,86E-08	0,093	0,0415	0,01
x_i	Koeficient	1,75849	-1,11112	1,37629	0,0642959	-0,755044	1,19328	0,574628
	t-statistika	5,934	-2,144	3,132	0,156	-2,521	3,664	17,690
	p-hodnota	5,95E-09	0,0326	0,0018	0,876	0,0125	0,0003	2,16E-45
n		449	420	449	420	197	197	245
adj.R²		0,436212	0,395891	0,404654	0,389232	0,282883	0,307578	0,606284
AIC		2396,468	2277,991	2420,923	2282,595	1016,753	1009,849	1135,387
SBIC		2417,003	2298,192	2441,458	2302,796	1033,169	1026,265	1152,893
HQIC		2404,562	2285,975	2429,017	2290,579	1023,398	1016,495	1142,437
DW		0,090981	0,083884	0,089742	0,082753	0,042302	0,045145	0,08353

Zdroj: Vlastní výpočet

16 Zejména poklesem HDP (v průměru za EU27 o 4,3%), růstem nezaměstnanosti (průměr EU27 vzrostl ze 7,1 % v r. 2008 na 9,0 % v r. 2009) a veřejného dluhu (za EU27 z 62,5 % HDP v r. 2008 na 74,7 % v r. 2009).

Tabulka 3 zobrazuje výsledky jednoduchých modelů pro sedm stacionárních proměnných, testovaných pouze pomocí metody pooled OLS.¹⁷ Jako statisticky významné a přitom logicky konzistentní vycházejí proměnné politický systém, volební systém, konstitučně garantovaná autonomie regionů a podíl sociálních výdajů na HDP v roce 1980. Koeficient u dummy pro volební a předvolební rok je nesignifikantní. Koeficienty u dummy proměnných pro autoritativní režim v roce 1900 a federativní uspořádání jsou sice signifikantní, ale s opačným znaménkem, než bylo předpokládáno. Úroveň sociálních výdajů se tedy zdá být spoludeterminována volebním systémem do zákonodárního sboru (proporcionální je spojený s vyššími sociálními výdaji, než většinový), politickým systémem (parlamentní je spojený s vyššími sociálními výdaji, než prezidentský), autonomií regionů (konstitučně garantovaná autonomie vede k vyšším sociálním výdajům) a historickou úrovní sociálních výdajů (vyšší historická úroveň sociálních výdajů je spojena s vyšší současnou úrovní). Uvedené výsledky odpovídají jak teoretickému zdůvodnění, tak většině empirických analýz. Je však třeba připomenout, že s výjimkou volebního cyklu a historické úrovně sociálních výdajů jde o kvalitativní faktory, které z principu není možné vyjádřit přesnou číselnou hodnotou, a proto jsou velmi zjednodušeně a nepřesně popsány dummy proměnnou.

6. Závěr

Clem práce bylo pomocí analýzy panelových dat identifikovat hlavní determinanty úrovní sociálních výdajů v zemích EU a odhadnout citlivost na tyto determinanty. Testováno bylo 21 proměnných, pokrývajících všechny hlavní teorie růstu sociálních výdajů. Pomocí modelu s fixními efekty bylo identifikováno 7 statisticky významných determinant. Úroveň sociálních výdajů je pozitivně závislá na ekonomické úrovni, míře nezaměstnanosti a intenzitě procesu stárnutí populace. Tento závěr je v souladu s hypotézou, teorií socioekonomické determinace i výsledky dosavadního výzkumu. V případě míry nezaměstnanosti a podílu populace ve věku 65 let a více na celkové populaci vyšly koeficienty natolik statisticky významné a nezávislé na změně specifikace modelu, že je možné jejich efekt na úroveň sociálních výdajů kvantifikovat. S každým procentním bodem podílu populace v poproduktivním věku je (za jinak stejných podmínek) spojeno zvýšení úrovně sociálních výdajů v průměru o 0,3 % HDP. Stejný efekt má růst míry nezaměstnanosti o jeden procentní bod. Efekt ekonomického růstu a otevřenosti ekonomiky na úroveň sociálních výdajů je signifikantně negativní. S každým zvýšením tempa ekonomického růstu o jeden procentní bod dojde v průměru k poklesu úrovně sociálních výdajů o 0,1 % HDP, s růstem otevřenosti ekonomiky o jeden procentní bod k poklesu o 0,03 % HDP. Negativní efekt otevřenosti ekonomiky podporuje efektivnostní hypotézu, podle níž v globalizovaném světě panuje tvrdá daňová konkurence, která vládám neumožňuje vybrat dostatek zdrojů na další financování nákladných sociálních programů. Jako statisticky významný

17 Jednoduché modely zde mají vyšší vypovídací schopnost, neboť pro obecný model je k dispozici pouze 172 pozorování. Výsledky jsou však prakticky stejné, jako u jednoduchých modelů.

vyšel i podíl veřejného dluhu na HDP a přítomnost nábožensky založené politické strany ve vládě. Znaménko koeficientu u této proměnné ale není logicky konzistentní. Výsledný model se vyznačuje vysokou mírou shody s daty, když koeficient determinace přesahuje hranici 0,9. Kvalita odhadu není zhoršena extrémními hodnotami vysvětlujících proměnných.

Mezi významné institucionální determinanty lze zařadit typ politického zřízení, volební systém do zákonodárního sboru, autonomii regionů a historickou úroveň sociálních výdajů. Vyšší úroveň sociálních výdajů bývá v parlamentních demokraciích s proporcionálním volebním systémem, v zemích s konstitučně garantovanou autonomií regionů, a zemích s vyšší úrovní sociálních výdajů v minulosti. K výsledkům je třeba přistupovat tak, že sice jsou statisticky signifikantní, ale jde o kvalitativní faktory, k nimž je na základě subjektivních kritérií přiřazena číselná hodnota.

Model dobře vysvětluje všechny identifikované vývojové tendence sociálních výdajů. Pokles průměrné úrovně sociálních výdajů po roce 1995 lze vysvětlit vývojem všech nejvýznamnějších determinant. V druhé polovině 90. let došlo ke zrychlení ekonomického růstu, poklesu nezaměstnanosti, snížení zadlužení veřejného sektoru a růstu otevřenosti ekonomiky. Pokračující růst úrovně sociálních výdajů v jihoevropských zemích byl způsoben výrazně nadprůměrným stárnutím populace, slabšími přírůstky HDP, menší otevřeností ekonomik a vyšší nezaměstnaností. Skokový nárůst úrovně sociálních výdajů v období 2008–2009 je vysvětlitelný zejména propadem HDP a růstem míry nezaměstnanosti, statisticky významnou příčinou je i nárůst veřejného dluhu. Rozdíly v úrovni sociálních výdajů mezi původními a novými zeměmi lze vysvětlit zejména tím, že země EU 15 mají vyšší ekonomickou úroveň a vyšší průměrný podíl populace v poproduktivním věku na celkové populaci. Nové členské země naopak dosahovaly rychlejšího ekonomického růstu, takže aktuální vývoj ekonomiky netlačil úroveň sociálních výdajů vzhůru. Příčiny konvergence úrovně sociálních výdajů lze spatřovat ve sladění ekonomického cyklu v průběhu ekonomické a institucionální integrace, což se plně projevilo v období synchronizované recese v letech 2008–2009.

Literatura

- CASTLES, F. G. 1999. Decentralization and the post-war political economy. *European Journal of Political Research*. 1999, Vol. 36, No. 1, pp. 27–53.
- CASTLES, F. G. 2005. Social expenditure in the 1990s: data and determinants. *Policy & Politics*. 2005, Vol. 33, No. 3, pp. 411–430.
- CUSACK, T. R. 1997. Partisan politics and public finance: Changes in public spending in the industrialized democracies 1955–1989. *Public Choice*. 1997, Vol. 91, No. 3–4, pp. 375–395.
- DE HAAN, J.; STURM, J.-E. 1994. Political and institutional determinants of fiscal policy in the European Community. *Public Choice*. 1994, Vol. 80, pp. 157–172.
- DREHER, A.; STURM, J.; URSPRUNG, H. 2008. The impact of globalization on the composition of government expenditures: Evidence from panel data. *Public Choice*. 2008, Vol. 134, No. 3, pp. 263–292.

- GARRETT, G. 1998. Global markets and national politics: Collisions course or virtuous circle? *International organization*. 1998, Vol. 49, pp. 657–687.
- GARRETT, G.; MITCHELL, D. 2001. Globalization, government spending and taxation in the OECD. *European Journal of Political Research*. 2001, Vol. 39, pp. 145–177.
- GEMMELL, N.; KNELLER, R.; SANZ, I. 2008. Foreign investment, international trade and the size and structure of public expenditures. *European Journal of Political Economy*. 2008, Vol. 24, No. 1, pp. 151–171.
- HICKS, A.; KENWORTHY, L. 1998. Cooperation and Political Economic Performance in Affluent Democratic Capitalism. *The American Journal of Sociology*. 1998, Vol. 103, No. 6, pp. 1631–1672.
- HUBER, E.; RAGIN, C.; STEPHENS, J. 1993. Social Democracy, Christian Democracy, Constitutional Structure, and the Welfare State. *The American Journal of Sociology*. 1993, Vol. 99, No. 3, pp. 711–749.
- HUBER, E.; STEPHENS, J. D. 2004. Combating Old and New Social Risks. Paper for the 14th International Conference of Europeanists, Palmer House, March 11–13, 2004.
- IVERSEN, T.; CUSACK, T. 2000. The causes of welfare state expansion: Deindustrialization or globalization? *World Politics*. 2000, Vol. 52, 313–349.
- IZÁK, V.; DUFKOVÁ, E. 2006. Výdaje na sociální péči – nové státy Evropské unie a Česká republika. *Politická ekonomie*. 2006, č. 6, pp. 762–777.
- KITTEL, B., OBINGER, H. 2003. Political parties, institutions, and the dynamics of social expenditure in times of austerity. *Journal of European Public Policy*. 2003, Vol. 44, No. 2, pp. 269–293.
- KORPI, W.; PALME, J. 2003. New Politics and Class Politics in the Context of Austerity and Globalization: Welfare State Regress in 18 Countries, 1975–1995. *American Political Science Review*. 2003, Vol. 97, No. 3, pp. 425–446.
- LINDERT, P. H. 1996. What Limits Social Spending? *Explorations in Economic History*. 1996, Vol. 33, pp. 1–34.
- MELTZER, A. H.; RICHARD, S. F. 1981. A Rational Theory of the Size of Government. *Journal of Political Economy*. 1981, Vol. 89, pp. 914–927.
- PELTZMAN, S. 1980. The Growth of Government. *Journal of Law and Economics*. 1980, Vol. 23, No. 2., pp. 209–288.
- PERSSON, T.; TABELLINI, G. 1999. Political Economy and Public Finance. [Working Paper No. 7097]. Cambridge (MA): NBER 1999.
- PERSSON, T.; ROLAND, G.; TABELLINI, G. 2000. Comparative Politics and Public Finance. *The Journal of Political Economy*. 2000, Vol. 108, No. 6, pp. 1121–1161.
- PLÜMPER, T.; TRÖGER, V.; MANOW, P. 2005. Pooled data analysis in the comparative political economy of the welfare state: A note on methodology and theory. *European Journal of Political Research*. 2005, Vol. 44, No. 2, pp. 327–354.
- RODRIG, D. 1998. Why Do More Open Economies Have Bigger Governments? *The Journal of Political Economy*. 1998, Vol. 106, No. 5, pp. 997–1032.
- ROUBINI, N.; SACHS, J. D. 1989. Political and economic determinants of budget deficits in the industrial democracies. *European Economic Review*. 1989, Vol. 33, pp. 903–938.
- ROŽENSKÝ, V.; 2013. Determinanty sociálních výdajů v zemích EU. Disertační práce. Vysoká škola ekonomická v Praze 2013.
- SCHMIDT, M. 1996. When Parties Matter. A Review of the Possibilities and Limits of Partisan Influence on Public Policy. *European Journal of Political Research*. 1996, Vol. 30, No. 2, pp. 155–183.
- SHELTON, C. A. 2007. The Size and Composition of Government Expenditure. *Journal of Public Economics*. 2007, Vol. 91, No. 11–12, pp. 2230–2260.

- SWANK, D. 2002. *Global Capital, Political Institutions, and Policy Change in Developed Welfare States*. Cambridge University Press 2002. ISBN 0-521-80668-2
- TSEBELIS, G.; CHANG, E. 2004. Veto players and the structure of budgets in advanced industrialized countries. *European Journal of Political Research*. 2004, Vol. 43, No. 3, pp. 449–476.
- VERBEEK, M. 2004. *A Guide to Modern Econometrics*. 2nd edition. Chichester: John Wiley & Sons, 2004. ISBN 0-470-85773-0
- WILENSKY, H. 1975. *The Welfare State and Equality. Structural and Ideological Roots of Public Expenditures*. Berkeley: University of California Press, 1975. ISBN 0-520-02800-7

THE EFFECTS OF ECONOMIC, SOCIAL AND INSTITUTIONAL FACTORS ON SOCIAL EXPENDITURE LEVELS

Vojtěch Roženský, Faculty of Finance and Accounting, University of Economics, nám. W. Churchilla 4, CZ – 130 67 Praha 3 (xrozv03@vse.cz)

Abstract

The paper presents a model of the level of social expenditure in 30 European countries, namely the EU 27 states, Norway, Iceland and Switzerland. The aim is to explain the development of social expenditure levels in the period 1990-2010 and estimate its sensitivity to basic economic, social, political and institutional determinants. Over 60 potential determinants are derived from the literature and analysed theoretically, and 21 of these variables are used as independent variables in the regression (a fixed-effects model with robust standard errors). Five variables are identified as both robust and theoretically consistent. Social expenditure levels seem to depend on unemployment, GDP growth, population ageing, GDP per capita and the openness of an economy. The results confirm the theory of socio-economic determination of the level of social expenditure. Empirical evidence for other theoretical explanations is not robust, as it is strongly dependent on the exact model specification.

Keywords

social expenditure level, EU member states, fixed effects model

JEL Classification

C33, E62