

DAŇOVÁ KONKURENCIA Z POHLADU ZDANENIA A VPLYVU MAKROEKONOMICKÝCH DETERMINANTOV

TAX COMPETITIVENESS FROM THE PERSPECTIVE OF TAXATION AND INFLUENCE OF MACROECONOMIC DETERMINANTS

Alena Andrejovská, Erika Liptáková

Abstract: *Market economy, capital mobility and heterogeneity of the tax system currently creates strong pressure on investors in determining the location of investment. The countries are attracting the foreign investors to increase their competitiveness and attractiveness of tax. The aim of this paper is to assess tax competitiveness of new and old member states in regards macroeconomic situation. Submitted contribution deals with the issue of tax competition between the new and old EU Member States through the economically transparent and effective categorization of the EU countries with regard to the predetermined segmentation criteria using hierarchical Ward's method of clustering. The final group of these multidimensional objects with characteristic features were compared to each other and subjected to economic verification and quantification of the impact of selected macroeconomic indicators to the overall amount of tax revenues from the view of the tax competitiveness. Quantification was carried out by means of regression analysis, the random and fixed effect models were used (pooling, fixed effects and random effects model). The analysis confirmed that the differences are particularly important in the level of nominal and effective corporate taxation between the old and new EU Member States. The gross domestic product, employment and foreign direct investment showed the biggest impact on the tax revenues (strong correlation).*

Keywords: *Tax competitiveness, Macroeconomic indicators, Tax burden, Income tax, Corporate taxation*

JEL Classification: *H21, H25.*

Úvod

Daň z príjmov právnických osôb je korporátna daň, ktorá v sebe agreguje ekonomické, politické, ale aj sociálne aspekty. Jedným z posledných trendov v celkovom vývoji daní za posledné dve desaťročia je presun daňového zaťaženia z priamych na nepriame dane. Tento zámer sa zintenzívnil najmä po roku 2009, kedy v rámci krajín EÚ-27, výnos z nepriamych daní rástol o 0,90 % za obdobie 2009-2012, kým priemer daňového zaťaženia podnikov klesal o 0,20 % za to isté obdobie. Trendami v zdaňovaní korporácií sú najmä rozširovanie daňového základu a daňová transparentnosť. Jedným z dôvodov presunu daňového zaťaženia je okrem odporúčaní Európskej komisie aj skutočnosť, že korporátne dane sú považované za najviac distorzné a škodlivé pre ekonomický rast.

Prínos príspevku spočíva v posúdení konkurencieschopnosti nových a starých členských krajín so zreteľom na makroekonomické determinanty, ktoré túto konkurencieschopnosť ovplyvňujú.

1 Formulácia problematiky

Druhá polovica 20. storočia bola charakterizovaná nástupom globalizácie a prechodu od regionálnych trhových systémov k celosvetovým. V tomto období došlo k výraznému pohybu v medzinárodnom obchode, k presunu kapitálu a k mobilite daňových základov, čo málo za následok prelínanie rôznych daňových systémov. Dôvody, kvôli ktorým sa daňové systémy jednotlivých krajín odlišovali a samostatne vyvíjali, prestávali platiť (Kawano a Slemrod, 2014). Jednotlivé krajiny, ktoré mali vybudované vlastné daňové systémy odvodené od svojich národných tradícií vrátane náboženstva, prírodných podmienok, politickej situácie, zvyklostí museli zrazu reagovať na daňové systémy obchodných partnerov. Čím narastal tlak daňovej konkurencie, prostredníctvom ktorej sa krajiny snažili prilákať viac kapitálu, alebo zdaniteľného zisku, a to najmä znížením sadzby dane na kapitál (Bird, Martinez-Vazquez, a Torgler, 2008).

Daňová konkurencia rozdeľuje odborníkov na dve skupiny. Jednu skupinu tvoria predstavitelia, ktorí ju považujú za pozitívnu pre ekonomický rast (Tiebout, 1956; Fenchietto a Pessino, 2013). Zástancovia daňovej konkurencie argumentujú názorom o pozitívnom vplyve na zvýšenie efektivity verejných financií a výberu daní. Ako uvádza (Szarowská, 2013), niektorí autori ju chápu ako pozitívnu bariéru pre rozpínanosť verejného sektora a obmedzovanie rozvoja súkromného sektora. Druhá skupina odborníkov ju považuje za škodlivú (Cassou, 1997; Alstadsæter a Fjærli, 2009; Heinemann, Overesch, a Rincke, 2010; Devereux a Griffith, 1998). Poukazujú na okolnosti, že vo verejných financiách trh zlyháva, a tým ohrozuje daňové príjmy a nemôže zaistiť efektívnu alokáciu daňových zdrojov. Ťažiskom problémov je možnosť daňovníkov platiť dane v štátoch s nízkym daňovým zaťažením a zároveň využívať vysoko kvalitné verejné služby v štáte s vysokým daňovým zaťažením. Vyššie daňové zaťaženie v jednotlivých krajinách nemusí vždy odradiť investorov od výnosného investovania. Krajina, ktorá má vyššie daňové zaťaženie môže ľahko prilákať investorov na zdravé makroekonomické prostredie, dobre vybudovanú infraštruktúru a kvalitné verejné služby. Na druhej strane nízke daňové zaťaženie nemusí byť vždy zárukou výnosnosti investícií (Haufler a Stähler, 2013). V Európe sa problém daňovej konkurencie prejavuje už od začiatku šesťdesiatych rokov 20-teho storočia. Vo viacerých krajinách sa v tomto období začalo s poklesom nominálnych sadzieb daní, čo malo za následok negatívny vplyv na fiškálne externality, ktoré vychádzali z nezávislej súťaže mobilných základov dane. Je nevyhnutné zdôrazniť, že od polovice roku 1980, boli vo všetkých krajinách podstatne znížené štatutárne korporátne daňové sadzby. Tento jav pretrváva dodnes a ich klesajúca tendencia je permanentne viditeľná (staré a nové členské krajiny) hlavne pri použití efektívnej priemernej daňovej sadzby, čo má za následok rozšírenie daňového základu, ku ktorému došlo v mnohých krajinách. Daňová konkurencia vždy existovala a bude existovať (Piancastelli, 2001). Daňovým subjektom vďaka tomu ponúka stále väčší priestor na presun daňových základov do krajín s nižšou úrovňou zdanenia, optimalizáciou daňovej povinnosti, ba dokonca úplnému vyhýbaniu sa platenia daní. Daňové príjmy, ktoré sú príjmami štátneho rozpočtu nie sú ovplyvňované len zmenami sadzby daní, ale aj ďalšími mikro a makroekonomickými faktormi.

2 Metódy, cieľ a dáta

Cieľom príspevku je zhodnotiť daňovú konkurencieschopnosť nových a starých členských krajín s dôrazom na makroekonomickú situáciu. V prvej časti príspevku bola vykonaná ekonomicky priehľadná a účelná kategorizácia krajín EÚ so zreteľom na vopred určené segmentačné kritériá využitím Wardovej hierarchickej metódy zhlukovania. Druhá časť príspevku kvantifikovala vplyv vybraných indikátorov na celkovú výšku daňových príjmov za obdobie 2004 - 2015. Dáta boli štruktúrované ako panelové dáta z databázy Eurostatu (2015) pre 28 členských krajín EÚ. Analýza bola vykonaná v štatistickom programe SAS Enterprise Guide 7.1 a v programe R.

Výber ukazovateľov pre sledovanie daňovej konkurencieschopnosti bol podmienený teoretickými východiskami autorov (Dwenger a Steiner, 2008; Gupta a Object, 2007; Brychta, 2013; Bayer, 2011; Kubátová a Říhová, 2009). Autori sledovali nemalé množstvo determinantov, ktorých vplyv na objem daňových príjmov plynúcich do rozpočtov jednotlivých krajín bol priamy, alebo nepriamy. Stupeň vplyvu týchto faktorov sa líšil v závislosti na intenzite vzťahu medzi jednotlivými premennými. Samotné determinanty boli veľmi špecifické a dynamické javy, ktoré sa neustále vyvíjali a navzájom ovplyvňovali.

Kategorizácia krajín pomocou zhlukovej analýzy bola uskutočnená pomocou viacerých metodických prístupov k štúdiu dát, ktoré boli založené na koncepcii euklidovskej metriky (Monteiro, 2011; Tvaronavičienė, Razminienė, a Piccinetti, 2015). V súlade so stanoveným zámerom príspevku bola v rámci metodológie zhlukovej analýzy využitá hierarchická Wardová linkage metóda (v praxi najčastejšie využívaná) pomocou funkcie `hclust()` (Arnold, 2003). Analýza bola vykonaná v štatistickom jazyku R s použitím `psych`, `GPArotation`, `nFactors`, `cluster` a `NbClust`. Pri analýze boli posudzované tieto makroekonomické determinanty:

- Celkové daňové príjmy: vyjadrujú celkové daňové príjmy z priamych a nepriamych daní v bežných cenách (v mil. €).
- Nominálna (štatutárna) sadzba dane z príjmov PO (NTR), vyjadrená v %.
- Efektívna sadzba dane z príjmov PO (EATR), vyjadrená v %.
- Hrubý domáci produkt: vyjadrený v bežných cenách (v mil. €).
- Miera zamestnanosti: ukazovateľ predstavuje podiel zamestnaných vo veku od 15 do 64 rokov.
- Miera inflácie: meraná na základe harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien.
- Verejný dlh: predstavuje verejný dlh ako pomer dlhu k HDP v %.
- Priame zahraničné investície: vyjadrujú pomer prílivu a odlivu priamych zahraničných investícií v bežných cenách (v mil. €).

Keďže vstupné premenné nadobúdali diametrálne rozdielne hodnoty, v prvom kroku analýzy boli dáta transformované pomocou transformácie na z-skóre. Každá položka bola podriadená štandardizácii/normalizácii odpočítaním strednej hodnoty a delením štandardnou odchýlkou, čím sme dosiahli nulovosť strednej hodnoty a jednotkovosť štandardnej odchýlky.

V druhej časti príspevku sme skúmali vplyv spomínaných determinantov pomocou panelovej regresie, pričom: vysvetľovaná (závislá) premenná predstavovala celkové daňové príjmy a vysvetľujúce (nezávislé) premenné predstavovali už spomínané ostatné premenné (Hsiao a Hsiao, 2006; Boubtane, Coulibaly, a Rault, 2013).

Všeobecný panelový model bol definovaný:

$$y_{it} = \alpha + \beta_{it}^T x_{it} + u_{it} \quad (1)$$

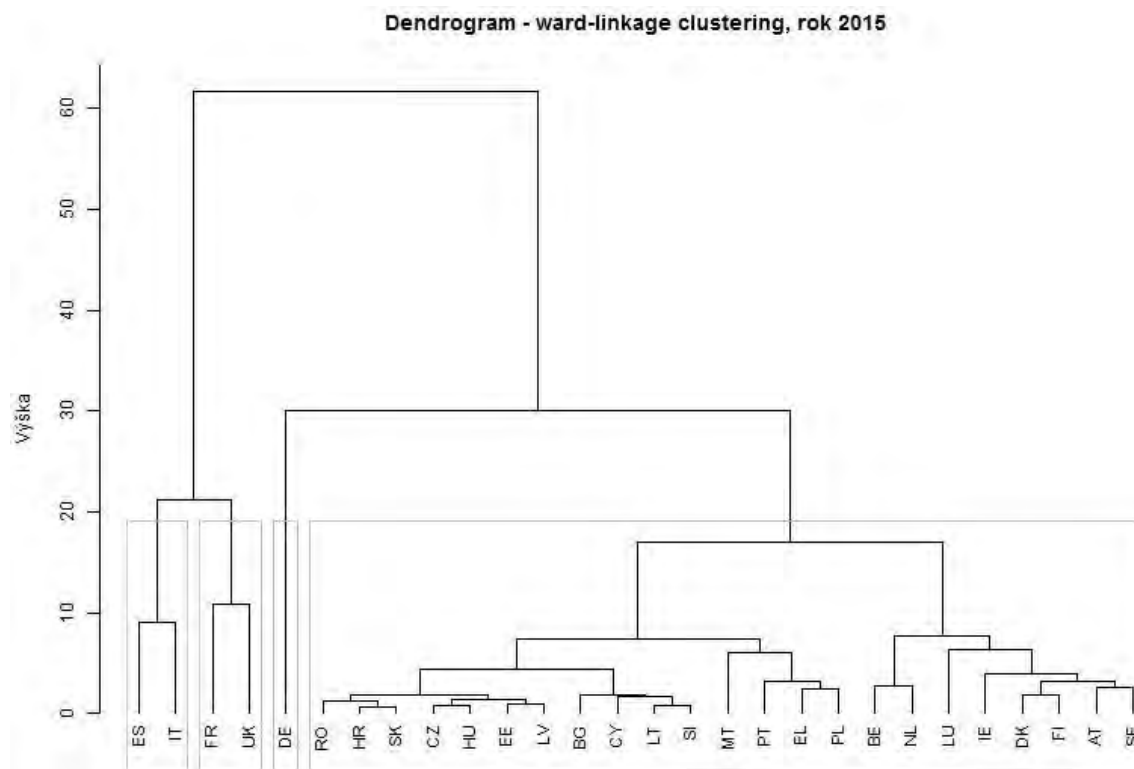
kde y_{it} je závislá premenná (celkové daňové príjmy), x_{it} je vektor vysvetľujúcich premenných (HDP, miera zamestnanosti, miera inflácie, verejný dlh, priame zahraničné investície, štatutárna a efektívna sadzba), $i = 1, \dots, n$ je index príslušnej krajiny, $t = 1, \dots, m$ je časový index a u_{it} je chyba modelu so strednou hodnotou rovnou 0. V rámci analýzy boli použité tri modely: pooling model: Pooling model (PM), model fixných efektov: Fixed effects model (FEM) a model náhodných efektov: Random effects model (REM). Pooling model poskytoval neskreslený a efektívny odhad v prípade štatisticky nevýznamných individuálnych chýb. Štatistickú významnosť individuálnych komponentov bolo testované pomocou poolability F testu. Testovanie štatistickej významnosti individuálnych a časových efektov bolo testované pomocou Lagrange multiplier testu a F testu založenom na porovnaní modelov pooling a fixných efektov. Na porovnanie vhodnosti použitia dvoch rôznych špecifikácií modelov a dvoch rôznych estimátorov bol pri analýze použitý univerzálny Hausmanov test. V našom prípade bol tento test použitý na výber medzi modelmi fixných a náhodných efektov. Odhad modelov bol realizovaný v prostredí SAS Enterprise Guide 7.1 (www.sas.com). Vzhľadom k významným rozdielom (silnej korelačnej závislosti) v makroekonomických ukazovateľoch medzi jednotlivými krajinami sme analýzu realizovali osobitne pre 5 ekonomicky najvyspelejších krajín (Nemecko, Spojené Kráľovstvo, Francúzsko, Taliansko, Španielsko) a osobitne pre zvyšných 23 krajín tvorených mixom 10 starých (Belgicko, Dánsko, Fínsko, Grécko, Holandsko, Írsko, Luxembursko, Portugalsko, Rakúsko a Švédsko) a 13 nových (Bulharsko, Cyprus, Česká republika, Estónsko, Chorvátsko, Lotyšsko, Litva, Maďarsko, Malta, Poľsko, Rumunsko, Slovensko a Slovinsko) členských krajín.

3 Výsledky analýz

Dendrogram na Obrázok 1 prezentuje výsledok našej zhlukovej analýzy pomocou Wardovej metódy za rok 2015. Dendrogram rozdeľuje krajiny do štyroch zhlukov s podobnými vlastnosťami v rámci nami vybraných determinantov. Prostredníctvom testu NbClust sme overili správnosť počtu zvolených zhlukov.

Prvé tri zhluky boli tvorené starými členskými krajinami a posledný štvrtý, najpočetnejší (23 krajín), bol tvorený mixom starých a nových členských krajín. Prvý zhluk tvorili Španielsko a Taliansko s najvyšším priemerom daňových sadzieb (štatutárnych 29,70 %, ale aj efektívnych 27,45 %), verejným zaťažením (116,00 %) a defláciou na úrovni 0,30 %. Druhý zhluk bol tvorený Francúzskom a Spojeným kráľovstvom. Tento zhluk vykazoval druhý najvyšší verejný dlh (92,50 %) spomedzi sledovaných krajín. Miera inflácie spolu s tretím zhlukom bola na rovnakej úrovni vo výške 0,10 %. Tretiemu zhluku bolo priradené Nemecko, ktorého daňová sadzba bola na úrovni 29,60 % a zaťaženie verejných financií vo výške 71,20 %. Prvý a tretí zhluk boli tvorené výlučne krajinami, ktoré zaradujeme medzi staré členské krajiny. Posledný štvrtý zhluk bol tvorený mixom starých a nových členských krajín. Ide o zhluk s najnižším priemerom daňových sadzieb (štatutárnych 20,90 % a efektívnych 18,46 %), ale aj verejným zaťažením (67,10 %) a defláciou na úrovni 0,10 %.

Obr. 1: Dendrogram: Wardova metóda (rok 2015)



Zdroj: vlastné spracovanie v programe R

Krajiny v rámci štvrtého zhľuku sa vyznačovali nízkym stupňom konvergencie v oblasti korporátneho zdanenia, nakoľko sa nominálna sadzba pohybovala v intervale 10 % – 25 %, čo je omnoho nižší interval ako v predchádzajúcich zhľukoch. Vo štvrtom zhľuku môžeme sledovať vzájomné zoskupenie nových členských krajín, ktoré sa zoskupili v prvej a druhej vetve tohto zhľuku. Staré členské krajiny naopak vyjadrili svoju vzájomnú blízkosť v tretej a vo štvrtej vetve daného zhľuku. Dôvod vzájomnej blízkosti a rozdelenia vo štvrtom zhľuku bol vyjadrený hlavne v podobnosti výšky hodnôt sledovaných ukazovateľov. Rozdiel medzi hodnotami ukazovateľov starých a nových členských krajín bol v tomto zhľuku rádovo desaťnásobný. Nové členské krajiny pri korporátom zdanení sú, ako uvádzajú viacerí autori, (Egger a Maria Radulescu, 2011; Ángeles Castro a Ramírez Camarillo, 2014) viac konkurencieschopné a to hlavne z dôvodu nižších štatutárnych sadzieb (od 10 % do 22 %) a efektívnych sadzieb (od 11,33 % do 24,20 %). Posledný štvrtý zhľuk hodnotíme s najnižším daňovým, ale aj verejným zaťažením a najvyššou mierou rastu HDP. Nízke daňové sadzby a celkové daňové zaťaženie zatriktívňuje podnikanie a aj investovanie, čím dochádza ku vzniku konkurenčnej výhody pre spoločnosti v uvedených krajinách (Clausing, 2007). Existencia daňovej konkurencie prináša dva základné efekty pre daňové systémy jednotlivých krajín (Sinn, 1990). Ak si môžu krajiny medzi sebou navzájom daňovo konkurovať, bude prvým dôsledkom zníženie daňových sadzieb, čím krajiny prilákajú zahraničný kapitál z ostatných krajín. Druhý efekt je, že ostatné krajiny budú nútené reformovať svoje daňové systémy a snažiť sa znižovať daňové sadzby, aby získali kapitál späť. Práve tieto efekty aj podľa našej analýzy zabezpečili najvyššiu konkurencieschopnosť, ktorú majú krajiny tohto zhľuku.

Regresná analýza

Sledovanie daňovej konkurencieschopnosti sme ďalej rozoberali pomocou regresnej analýzy, ktorá poukázala na vplyv makroekonomických determinantov na daňovú konkurencieschopnosť. V prvom kroku analýzy sme vypočítali základné číselné charakteristiky premenných osobitne pre dve skupiny krajín (ako bolo spomenuté v metodike). Bolo analyzovaných 60 hodnôt pre každú premennú (5 krajín za 12 rokov). V tejto skupine krajín boli priemerné hodnoty efektívnej (30,64 %) a štatutárnej (31,49 %) sadzby nad európskym priemerom (23,00 %), ale aj nad priemerom za eurozónu (25,70 %). Miera inflácie sa pohybovala v rozmedzí -0,60 % (deflácia) po 4,50 %. Výška daňových príjmov (v priemere 724 243 mil. €), ale aj priamych zahraničných investícií (497 457 mil. €) bola nad európskym priemerom, keďže išlo o ekonomicky najvyspelejšie krajiny Európskej únie. Ďalším krokom bolo zistenie vzájomnej závislosti medzi premennými. Silnú priamu závislosť vo vzťahu k daňovým príjmom vykazuje hrubý domáci produkt ($r = 0,93$). O niečo slabšie, ale štatisticky významné korelácie, vykazujú priame zahraničné investície ($r = 0,72$) a miera zamestnanosti ($r = 0,55$). Vo všetkých spomenutých prípadoch ide o pozitívnu závislosť, teda s rastom vstupnej premennej rastie i hodnota výstupnej premennej. Nepriamu veľmi silnú závislosť vykazuje verejný dlh ($r = -0,74$), ak sa zvýši verejný dlh, klesajú daňové príjmy. Nepriamu závislosť, ale slabú vykazuje vo vzťahu k daňovým príjmom ešte miera inflácie ($r = -0,23$) a efektívna daňová sadzba ($r = -0,12$). Vstupná premenná v podobe štatutárnej sadzby nemá takmer žiadny vplyv na daňové príjmy a jej korelačný koeficient bol na úrovni 0,06.

Druhú skupinu krajín tvoril mix 10 starých a 13 nových členských krajín (uvedených v metodike). Pri každej premennej bolo analyzovaných 276 pozorovaní (23 krajín za 12 rokov). Priemerná výška efektívnej (19,70 %) a štatutárnej (21,82 %) daňovej sadzby bola výrazne pod európskym priemerom (23,00 %), ale aj pod priemerom eurozóny (25,70 %), keďže išlo o krajiny, ktorých sadzba dane sa pohybovala v rozpätí od 10 % (Bulharsko) do 35 % (Malta). Zaťaženie verejných financií bolo vo výške 99 557 mil. €, čo je výrazne nad limitom Maastrichtských kritérií (60,00 %). Daňové príjmy, ako aj výška priamych zahraničných investícií boli viac ako 60 000 mil. €. Pozitívne v tejto, ako aj v predchádzajúcej skupine krajín sa javí miera zamestnanosti, ktorá dosahovala v priemere úroveň 64,11 %. Opačný negatívny dopad bol zaevidovaný pri miere inflácie vo výške 2,50 %. Silná priama závislosť bola zistená pri hrubom domácom produkte ($r = 0,98$) a priamych zahraničných investíciách ($r = 0,85$). O niečo slabšiu závislosť vykazovala miera zamestnanosti ($r = 0,49$) a efektívna daňová sadzba ($r = 0,38$). Pri týchto krajinách štatutárna daňová sadzba vykazovala pomerne silnú závislosť ($r = 0,41$). No pri prechádzajúcej skupine krajín štatutárna daňová sadzba nemala takmer žiadny vplyv na daňové príjmy. Nepriama silná závislosť vo vzťahu k daňovým príjmom bola zistená pri verejnom dlhu ($r = -0,85$) a o niečo nižšia závislosť bola pri miere inflácie ($r = -0,24$).

Našu pozornosť sme venovali daňovým sadzbám efektívnej, aj štatutárnej, ktoré vykazovali priamu závislosť v skupine mixu nových a starých členských krajín. Nepriamu závislosť (efektívna sadzba) a takmer žiadnu (štatutárna sadzba) vykazovali vo vyspelých 5 (starých) krajinách.

a) Modelovanie pre krajiny: Nemecko, Veľká Británia, Francúzsko, Španielsko, Taliansko

Na základe p-hodnoty Hausmanovho testu ($p\text{-value} = 0,88$) sme uprednostnili model náhodných efektov. Zo vstupných premenných (HDP, MZ, VD, PZI, MI a ETR) zahrnutých do modelu, HDP, MZ a PZI vystupovali ako štatisticky významné premenné (tabuľka 1).

Tab. 1: Modelovanie vstupných premenných

	Model fixných efektov	Model náhodných efektov	Pooling model
	Odhad	Odhad	Odhad
Konštanta	-103 594	-56 086	-321 910**
HDP	0,3758**	0,3831**	0,4188**
MI	3 779	3 627	-10 030
ETR	1 651	2 071	9 433**
MZ	9 939**	10 072**	12 591**
VD	0,0268	0,0317	0,2549**
PZI	0,4463**	0,4342**	0,2386
R2	0,9736	0,6580	0,7701

Poznámka: *, ** predstavuje štatistickú významnosť na hladine 5%, resp. 1%

Legenda: R2: determinačný koeficient, HDP: hrubý domáci produkt, MI: miera inflácie, ETR: efektívna sadzba dane, MZ: miera zamestnanosti, VD: verejný dlh, PZI: priame zahraničné investície

Zdroj: vlastné spracovanie v programe SAS

Tabuľka 1 deklaruje pozitívny efekt HDP na daňové príjmy. Regresný koeficient poukazuje na fakt, že ak vzrastie HDP o 1 mil. €, celkové daňové príjmy vzrastú 0,383 mil. €. Ďalšími významnými premennými boli miera zamestnanosti, pri ktorej 1 % nárast zamestnanosti zvýši daňové príjmy o 10 072 mil. € a priame zahraničné investície, ktorých zvýšenie o 1 mil. € zabezpečí zvýšenie daňových príjmov o 0,434 mil. €.

b) Modelovanie pre krajiny: Belgicko, Dánsko, Fínsko, Grécko, Holandsko, Írsko, Luxembursko, Portugalsko, Rakúsko a Švédsko. Nové členské krajiny tvorilo 13 krajín a to: Bulharsko, Cyprus, Česká republika, Estónsko, Chorvátsko, Lotyšsko, Litva, Maďarsko, Malta, Poľsko, Rumunsko, Slovensko a Slovinsko.

Na základe p-hodnoty Hausmanovho testu ($p\text{-value} = <.0001$) sme uprednostnili model fixných efektov. Aj v tomto prípade HDP, MZ, PZI vystupovali ako štatisticky významné premenné (tabuľka 2).

Tab. 2: Modelovanie vstupných premenných

	Model fixných efektov	Model náhodných efektov	Pooling model
	Odhad	Odhad	Odhad
Konštanta	-9 819**	2 595	-13 639**
HDP	0,3524**	0,3677**	0,3832**
MI	-23	-26	-310
ETR	161	141	-1 413**
STR	-331	-140	1 927**
MZ	1 483**	1 597**	2 540**
VD	-0,1806**	-0,1918**	-0,3261**
PZI	0,0504**	0,0653**	0,1527**
R2	0,9898	0,5985	0,874

Poznámka: *, ** predstavuje štatistickú významnosť na hladine 5%, resp. 1%

Legenda: R2: determinačný koeficient, HDP: hrubý domáci produkt, MI: miera inflácie, ETR: efektívna sadzba dane, STR: štatutárna sadzba dane, MZ: miera zamestnanosti, VD: verejný dlh, PZI: priame zahraničné investície
Zdroj: *vlastné spracovanie v programe SAS*

Nárast hrubého domáceho produktu o 1 mil. € spôsobí nárast daňových príjmov v sledovaných krajinách o 0,352 mil. €. Zvýšenie miery zamestnanosti o 1 % spôsobí zvýšenie daňových príjmov o 1 483 mil. €. Pri zvýšení zahraničných investícií o 1 mil. € sa zvýšia daňové príjmy o 0,050 mil. €. Naopak, nárast verejného dlhu o 1 mil. € spôsobí pokles daňových príjmov o 0,180 mil. € (tabuľka 2).

4 Diskusia

Z pohľadu zdaňovania korporácií sú značné divergencie v rámci členských krajín EÚ. Čo sa potvrdilo aj pri zhľukoch 1, 2 a 3 našej analýzy. V týchto zhľukoch sú zakladajúce, pôvodné a staršie krajiny (s dátumom prístupu 1957-2003). Úroveň efektívneho zdanenia korporácií medzi týmito dvoma skupinami dosahovala rozdiel v intervale 3,80 % – 10,50 %. Kým krajiny zhľukov 1, 2 a 3 možno považovať za daňovo najmenej príťažlivé, krajiny v zhľuku 4 sú pre daňových poplatníkov z pohľadu daňovej konkurencie zaujímavejšie. Tieto krajiny tak vytvárajú priestor pre rast nákladov (Bayer, 2011; Kubátová a Říhová, 2009; Arnold et al., 2011; Geciková, Papcunová a Belajová, 2014). Práve daňová konkurencia mala prispieť k tomu, aby vláda každej krajiny pristupovala zodpovedne k tvorbe daňovej politiky a aby podnikateľské prostredie malo nižšie daňové zaťaženie, čím by sa daňová politika stala nástrojom k vytvoreniu vhodných podmienok pre celkový ekonomický rast krajiny.

Regresná analýza svojimi modelmi (1, 2 a 3 zhľuk) zhodnotila, že najväčší vplyv na daňové príjmy vykazovali hrubý domáci produkt, miera zamestnanosti a priame zahraničné investície. Ak by sa tieto determinanty zvýšili o 1 mil. € (pri zamestnanosti o 1 %) došlo by k zvýšeniu daňových príjmov o 10 072 mil. € (pri miere zamestnanosti) o 0,383 mil. € (pri HDP) a o 0,434 mil. € (pri priamych zahraničných investíciách). Sledovaním 23 krajín (4 zhľuk) sa zistilo, že nie všetky makroekonomické determinanty

pozitívne vplyvajú na daňové príjmy. Vládny dlh, miera inflácie a dokonca štatutárna daňová sadzba negatívne ovplyvňuje daňové príjmy. Nárast verejného dlhu o 1 mil. € by znížil daňové príjmy o 23 mil. €. Opačný výsledok pri svojich výskumoch dosiahol (Guziejewska, Grabowski, a Bryndziak, 2014), ktorý pri sledovaní vplyvu vybraných ukazovateľov na daňové príjmy zistil, že výsledky jeho regresnej analýzy preukázali, že 1 % rast premennej dlhovej služby v pomere k HDP zabezpečuje rast daňových príjmov v krajine v priemere o 0,2 p.b. Rozhodujúcou z daňového hľadiska, ale zanedbateľnou pri našej analýze bola štatutárna sadzba, ktorej zvýšenie o 1 % zníži celkové daňové príjmy o 331 mil. €. Toto zistenie platí pre 23 krajín (4 zhluk), pri 5 krajinách (1, 2 a 3 zhluk) nemala štatutárna sadzba takmer žiadnu závislosť (musela byť zo sledovania vyradená). K podobným zisteniam došli (Bartelsman a Beetsma, 2003; Ferreira a Hitchcock, 2009), ktorí sledovali 16 krajín formou panelovej regresie za obdobie 1979-1997 a zistili, že zvýšenie sadzby o 1% zníži daňové príjmy o 1,5 p.b. Regresnú analýzu vo svojich výskumoch použili (Garrett, 1995; Mooij a Ederveen, 2008; Garrett a Mitchell, 2001; Bretschger a Hettich, 2002; Swank a Steinmo, 2002; Slemrod, 2004; a Winner, 2005) pokúšajúc sa vysvetliť vplyv daňových sadzieb a ostatných faktorov špecifikovaných pre konkrétnu krajinu vrátane kapitálovej mobility. Zaoberali sa odhadom redukovaného tvaru rovníc, bez významnejšej teoretickej špecifikácie. Odlišovali sa rozličnými metódami vrátane, použitých premenných a ekonometrických špecifikácii. Tieto dokumenty zahŕňajú napríklad výskumy prezentujúce zmiešaný obraz vplyvu kapitálovej mobility, pričom všetci zhodne tvrdia, že najčastejšie používanou mierou zdanenia je sadzba štatutárnej dane, hoci dôležité sú aj efektívne daňové sadzby a výšky daňových príjmov, čo však naša analýza nepotvrdila. Okrem sledovania závislosti makroekonomických premenných sa nesmie zabúdať na mnohé ďalšie kvantitatívne ukazovatele, ktoré vplyvajú na vývoj korporátnej dane a celkovú výšku daňových príjmov (Tanzi, 1989; Mintz, 1990). K takýmto faktorom podľa autorov patria geografická poloha štátu, ktorá má vplyv na viaceré daňovo-právne prvky konštrukcie korporátnej dane, nakoľko v rámci EÚ koexistujú vedľa seba kontinentálny, aj angloamerický právny systém s viacerými podstatnými odlišnosťami.

Záver

Analýzou sa preukázalo, že napriek pokračujúcej integrácii v rámci EÚ a snahám o harmonizáciu daňových systémov, stále pretrvávajú významné diferencie medzi vybranými krajinami. Rozdiely sú významné najmä na úrovni nominálneho a efektívneho zdanenia korporácií, ktoré v sebe agreguje rozdielnosť, aj v oblasti ekonomickej vyspelosti krajín a ich fiškálneho hospodárenia. Analýza poukázala zároveň na významné rozdiely medzi starými a novými členskými krajinami. Pri analýze makroekonomických determinantov vplyvujúcich na daňovú konkurencieschopnosť krajín EÚ (a tým na daňové príjmy) sme zistili, že najväčší vplyv na daňové príjmy (silnú koreláciu) vykazovali hrubý domáci produkt, miera zamestnanosti a priame zahraničné investície. Rozhodujúcou z daňového hľadiska, ale zanedbateľnou pri našej analýze bola štatutárna sadzba. Toto zistenie platilo pre mix starých a nových členských krajín. Výlučne pre vyspelé „staré“ členské krajiny nemala štatutárna sadzba takmer žiadny význam (z testovania bola vyradená). Záverom môžeme konštatovať, že všetky analyzované premenné hrajú dôležitú úlohu v pomere korporátnej dane z príjmov, avšak je potrebné podotknúť, že rôzne determinanty znamenajú rôzne efekty. Hoci výsledky analýzy sú v súlade s teoretickými poznatkami,

hodnotíme, že v budúcnosti by bolo potrebné súčasné analýzy rozšíriť o ďalšie determinanty, ktoré by mohli potenciálne hlbšie vysvetliť príjmy z korporátnych daní.

Reference

- Alstadsæter, A. and Fjærli, E.. (2009). Neutral taxation of shareholder income? Corporate responses to an announced dividend tax. *International Tax and Public Finance*, 16(4), s. 571–604. DOI (10.1007/s10797-009-9107-2)
- Ángeles Castro, G. and Ramírez Camarillo, D.B.. (2014). Determinants of tax revenue in OECD countries over the period 2001–2011. *Contaduría y Administración*, 59(3), s. 35–59. DOI (10.1016/s0186-1042(14)71265-3)
- Arnold, G.M.. (2003). Cluster analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series D (The Statistician)*, 52(3), s. 407–408. DOI (10.1111/1467-9884.00369_8)
- Arnold, J.M., Brys, B., Heady, C., Johansson, Å., Schweltnus, C. and Vartia, L.. (2011). Tax policy for economic recovery and Growth. *The Economic Journal*, 121(550), s. F59–F80. DOI (10.1111/j.1468-0297.2010.02415.x)
- Bartelsman, E.J. and Beetsma, R.M.W.J.. (2003). Why pay more? Corporate tax avoidance through transfer pricing in OECD countries. *Journal of Public Economics*, 87(9-10), s. 2225–2252. DOI (10.1016/s0047-2727(02)00018-x)
- Bayer, O.. (2011). Vládní daňové predikce: Ex ante odhady a ex post hodnocení přesnosti v České republice. *Český finanční a účetní časopis*, 2011(1), s. 42–54. DOI (10.18267/j.cfuc.96)
- Bird, R.M., Martinez-Vazquez, J. and Torgler, B.. (2008). Tax effort in developing countries and high income countries: The impact of corruption, voice and accountability. *Economic Analysis and Policy*, 38(1), s. 55–71. DOI (10.1016/s0313-5926(08)50006-3)
- Boubtane, E., Coulibaly, D. and Rault, C.. (2013). Immigration, unemployment and GDP in the host country: Bootstrap panel Granger causality analysis on OECD countries. *Economic Modelling*, 33, s. 261–269. DOI (10.1016/j.econmod.2013.04.017)
- Bretschger, L. and Hettich, F.. (2002). Globalisation, capital mobility and tax competition: Theory and evidence for OECD countries. *European Journal of Political Economy*, 18(4), s. 695–716. DOI (10.1016/s0176-2680(02)00115-5)
- Brychta, K.. (2013). Effective tax rate for income from employment in the Czech Republic and Slovak republic – a comparative study. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 61(7), s. 2005–2020. DOI (10.11118/actaun201361072005)
- Cassou, S.P.. (1997). The link between tax rates and foreign direct investment. *Applied Economics*, 29(10), s. 1295–1301. DOI (10.1080/00036849700000019)
- Clausing, K.A.. (2007). Corporate tax revenues in OECD countries. *International Tax and Public Finance*, 14(2), s. 115–133. DOI (10.1007/s10797-006-7983-2)
- Devereux, M.P. and Griffith, R.. (1998). The taxation of discrete investment choices. Institute for Fiscal Studies, *Working Paper Series No. W98/16*.
- Dwenger, N. and Steiner, V.. (2008). Effective profit taxation and the elasticity of the corporate income tax base: Evidence from German corporate tax return data. *SSRN Electronic Journal*. DOI (10.2139/ssrn.1426082)
- Egger, P. and Maria Radulescu, D.. (2011). Labor taxation and foreign direct Investment. *Scandinavian Journal of Economics*, 31 s. DOI (10.1111/j.1467-9442.2011.01653.x)
- Eurostat Statistics.© (2015) [online]. Available at: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> [Accessed 18-01-2017]

- Fenochietto, R. and Pessino, C.. (2013). Understanding Countries tax effort. *SSRN Electronic Journal*. DOI (10.2139/ssrn.2372060)
- Ferreira, L. and Hitchcock, D.B.. (2009). A comparison of hierarchical methods for clustering functional data. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, 38(9), s. 1925–1949. DOI (10.1080/03610910903168603)
- Garrett, G.. (1995). Capital mobility, trade, and the domestic politics of economic policy. *International Organization*, 49(04), s. 657. DOI (10.1017/s0020818300028472)
- Garrett, G. and Mitchell, D.. (2001). Globalization, government spending and taxation in the OECD. *European Journal of Political Research*, 39(2), s. 145–177. DOI (10.1111/1475-6765.00573)
- Gecikova, I, Papcunova, V and Belajova, A.. (2014). The quality measurement of management in local self-government in the Slovak Republic. *Economic Annals-XXI*, 9–10, s. 38–41.
- Gupta, A.S. and Object, object. (2007). Determinants of tax revenue efforts in developing countries. *IMF Working Papers*, 07(184), s. 1. DOI (10.5089/9781451867480.001)
- Guziejewska, B., Grabowski, W. and Bryndziak, S.. (2014). Tax competition strategies in corporate income tax - the case of EU countries. *Business and Economic Horizons*, 10(4), s. 253–271. DOI (10.15208/beh.2014.21)
- Haufler, A. and Stähler, F.. (2013). Tax competition in a simple model with heterogeneous firms: How larger markets reduce profit taxes. *International Economic Review*, 54(2), s. 665–692. DOI (10.1111/iere.12010)
- Heinemann, F., Overesch, M. and Rincke, J.. (2010). Rate-cutting tax reforms and corporate tax competition in Europe. *Economics & Politics*, 22(3), s. 498–518. DOI (10.1111/j.1468-0343.2010.00375.x)
- Hsiao, F.S.T. and Hsiao, M.C.W.. (2006). FDI, exports, and GDP in east and southeast Asia—Panel data versus time-series causality analyses. *Journal of Asian Economics*, 17(6), s. 1082–1106. DOI (10.1016/j.asieco.2006.09.011)
- Kawano, L. and Slemrod, J.B.. (2014). How do corporate tax bases changes when corporate tax rates change? With implications for the tax rate elasticity of corporate revenues. *SSRN Electronic Journal*. DOI (10.2139/ssrn.2559858)
- Kubátová, K. and Říhová, L.. (2009). Regresní analýza faktorů ovlivňujících výnosy korporativní daně v zemích OECD. *Politická ekonomie*, 57(4), s. 451–470. DOI (10.18267/j.polek.693)
- Mintz, J.M.. (1990). Corporate tax holidays and investment. *The World Bank Economic Review*, 4(1), s. 81–102. DOI (10.1093/wber/4.1.81)
- Monteiro, M.. (2011). A panel data econometric study of corporate tax revenue in European Union: Structural, cyclical business and institutional determinants. *SSRN Electronic Journal*. DOI (10.2139/ssrn.2162442)
- Mooij, R.A. D. and Ederveen, S.. (2008). Corporate tax elasticities: A reader's guide to empirical findings. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(4), s. 680–697. DOI (10.1093/oxrep/grn033)
- Piancastelli, M. (2001). Measuring the tax effort of developed and developing countries: Cross country panel data analysis - 1985/95. *SSRN Electronic Journal*. DOI (10.2139/ssrn.283758)
- Sinn, H.W.. (1990). Tax harmonization and tax competition in Europe. *European Economic Review*, 34(2-3), s. 489–504. DOI (10.1016/0014-2921(90)90122-f)
- Slemrod, J.. (2004). The economics of corporate tax selfishness. *National Tax Journal*, 57(4), s. 877–899. DOI (10.17310/ntj.2004.4.06)

Swank, D. and Steinmo, S.. (2002). The new political economy of taxation in advanced capitalist democracies. *American Journal of Political Science*, 46(3), s. 642. DOI (10.2307/3088405)

Szarowska, I.. (2013). Shift in tax burden and its impact on economic growth in the European Union. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 61(4), s. 1153–1160. DOI (10.11118/actaun201361041153)

Tanzi, V.. (1989). The impact of macroeconomic policies on the level of taxation and the fiscal balance in developing countries. *Staff Papers - International Monetary Fund*, 36(3), s. 633. DOI (10.2307/3867050)

Tiebout, C.M.. (1956). A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy*, 64(5), s. 416. DOI (10.1086/257839)

Tvaronavicienė, M., Razminienė, K. and Piccinetti, L.. (2015). Approaches towards cluster analysis. *Economics & Sociology*, 8(1), s. 19–27. DOI (10.14254/2071-789x.2015/8-1/2)

Winner, H.. (2005). Has tax competition emerged in OECD countries? Evidence from panel data. *International Tax and Public Finance*, 12(5), s. 667–687. DOI (10.1007/s10797-005-2915-0)

Kontaktná adresa

Ing. Alena Andrejovská, PhD.

Technická Univerzita v Košiciach, Ekonomická fakulta, Katedra financií
Němcovej 32, 040 01 Košice, Slovensko
E-mail: alena.andrejovska@tuke.sk
Tel. číslo: +421 55 602 3288

RNDr. Erika Liptáková, PhD.

Technická Univerzita v Košiciach, Ekonomická fakulta, Katedra aplikovanej
matematiky a hospodárskej informatiky
Němcovej 32, 040 01 Košice, Slovensko
E-mail: erika.liptakova@tuke.sk
Tel. číslo: +421 55 602 3274

Received: 14. 02. 2017, reviewed: 08. 02. 2018

Approved for publication: 01. 03. 2018