

ALTERNATIVNÍ STANOVENÍ JEDNOTNÉ SAZBY KORPORÁTNÍ DANĚ VE VYBRANÝCH ZEMÍCH EU POMOCÍ ANALÝZY OBALU DAT

Lukáš Frýd*

Abstract

Alternative Determination of a Corporate Tax Rate in Selected EU Countries by Using Data Envelopment Analysis

This paper considers alternative approaches to the analysis of Laffer curve. The traditional analysis of Laffer curve is based on panel data methods, which were originally developed for microeconomics data with tax to GDP ratio as dependent variable. The main problem of using this approach presents the cross-sectional dependency of macroeconomics data, whose estimation may be biased and potentially inconsistent. The estimation of cross-sectional dependency using robust methods is inappropriate as well, because tax revenue is function of many variables, hence we lose too many degrees of freedom. We propose alternative approach with complex dependent variable, which measures not only tax to GDP ratio, but also effectiveness of corporate tax collection. The complex variable is constructed via DEA method and proposed approach is applied on panel containing observations of 20 EU members in period from 2000 to 2013. We conclude, that while the Laffer hypothesis is not empirically supported the tax rate is statistically significant factor in tax collection efficiency.

Keywords: data envelopment analysis (DEA), common correlated effects (CEE), Laffer curve, corporate tax, panel data, cluster analyses

JEL Classification: C33, H20, D24

Úvod

Vznik Evropské unie (EU) v roce 1993 vedl ke vzniku jednotného evropského trhu, což mělo za následek přímý střet daňových systémů. Od té doby panuje debata o nastavení daňového mixu jednotlivých členských zemí. Například práce (Clausinga, 2007) poukazuje na problém heterogenity pravidel pro zdanění firem při daňové konkurenci vyplývající z vysoké mobility kapitálu.

Pohled na daňovou konkurenci je možné rozlišovat podle pohledu na roli státu. Na jedné straně lze argumentovat pozitivním vlivem daňové konkurence z liberálních pozic. Například Mitchell (2009) argumentuje tím, že daňová konkurence vytváří tlak na zefektivnění veřejného systému a zlepšení podnikatelského prostředí. Na straně druhé se objevují argumenty, že daňová konkurence má negativní vliv zejména na veřejné

* **Lukáš Frýd** (xfryl@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta statistiky a informatiky. Článek vznikl s podporou Grantové agentury České republiky projektu P402/12/G097 DYME Dynamické modely v ekonomii. Poděkování patří kolegům a přátelům – doc. RNDr. Ing. Michalu Černému, Ing. Miroslavu Radovi, Ph.D., a Ing. Ondřeji Sokolovi za cenné rady a korekci textu.

rozpočty. Mezi studie analyzující tento pohled lze zařadit například práci Musgravea (1991), kde se zkoumá, do jaké míry má daňová konkurence za následek to, že firmy konzumující veřejné statky v jednom státě odvádějí daně v jiném státě. Na podobný problém upozorňuje i výstup tzv. Rudingovy komise (Ruding, 1992). Připomeňme, že komise byla ustavena v roce 1991 k analýze zdanění firem v rámci Evropského společenství. Autoři studie dospěli k závěru, že daňová konkurence má za následek vznik bariér v rámci jednotného trhu a doporučila harmonizaci sazeb.

Negativní efekt daňové konkurence je ještě umocněn pro země měnové unie, u nichž vlivem společné měnové politiky roste význam politiky fiskální. Možná řešení negativních dopadů pak autoři zprávy vidí v daňové koordinaci a harmonizaci daňových pravidel a sazeb.

Lafferova křivka

Při úvahách o evropské harmonizaci sazeb se obvykle předpokládá, že daňový výnos se řídí Lafferovou křivkou, která je více či méně homogenní napříč zeměmi, a která tudíž alespoň teoreticky umožňuje stanovit *společnou* daňovou sazbu vedoucí k maximálnímu možnému daňovému výnosu. Je vhodné zdůraznit, že ačkoliv se autoři obvykle snaží odhadnout parametry této křivky, a přispět tak k porozumění závislosti mezi daňovými sazbami a výší daňového výnosu států, obvykle netvrdí, že je správné harmonizovat sazby na úrovni generující nejvyšší možné daňové příjmy.

Lafferův zákon je založen na předpokladu, že daňový výnos státu (*Tax Revenue, TR*) je spojitou funkcí daňové sazby $r \in [0, 1]$ splňující:

- I. $TR(0) = TR(1) = 0$
- II. existuje $r^* \in [0, 1]$ (tzv. *Lafferův bod*) takový, že funkce TR je rostoucí na intervalu $(0, r^*)$ a klesající na intervalu $(r^*, 1)$.

V empirických studiích se obvykle předpokládá kvadratický tvar

$$TR(r) = \beta_0 + \beta_1 r + \beta_2 r^2, \quad (1)$$

kde

$$\beta_2 < 0. \quad (2)$$

Závislost (1) se obvykle odhaduje pomocí regrese, testuje se splnění podmínky (2) a Lafferův bod se pak odhaduje jako $\hat{r}^* = -\hat{\beta}_1 / (2\hat{\beta}_2)$, kde $\hat{\beta}_i$ označuje odhad parametru β_i , $i = 0, 1, 2$.

Striktně vzato, předpoklad (I) v modelu (1) implikuje $r^* = 1/2$. Proto se obvykle od předpokladu (I) abstrahuje a závislost (1) se chápá pouze jako lokální aproximace funkce TR na jistém okolí těch hodnot daňových sazeb $r \in [0, 1]$, které lze empiricky pozorovat.

Je zřejmé, že daňový výnos TR je ovlivněn nejen výší daňové sazby r , ale řadou dalších faktorů. Proto je třeba předpokládat, že parametry modelu (1) jsou funkcemi dalších relevantních proměnných. Řada studií se věnuje právě výběru a měření míry vlivu takových proměnných. Přehled o literatuře je shrnut v následující kapitole.

1. Přehled literatury

1.1 Dva typy studií o Lafferově křivce

Literaturu o Lafferově křivce lze rozdělit do dvou proudů. První proud je založen čistě na ekonomické teorii, zejména na modelech ekonomického růstu. Druhý přístup je založen na empirickém zkoumání významných proměnných ovlivňujících výběr daně.

Do první kategorie patří například práce Trabandta a Uhliga (2011). Autoři užili neoklasický růstový model k modelování tří typů Lafferovy křivky měřící daň ze spotřeby, daň z práce a daň z kapitálu. Model byl kalibrován pro 14 zemí EU a USA za období let 1995–2007. Výsledkem je model pro výši daňového výnosu jako funkce času a daňové sazby. Pro USA byl dlouhodobý Lafferův bod pro korporátní daň odhadnut ve výši 63 % a pro EU ve výši 48 %. Je rovněž pozoruhodné, že odhadnutá Lafferova křivka je značně zešíkmená zleva. Autoři rovněž využili metodologii vyvinutou v práci Mankiwa a Weinzierla (2006) založenou na tzv. dynamickém scoringu. Zde byl Lafferův bod pro korporátní daň odhadnut na úrovni 51 % pro USA a 79 % pro EU.

Lafferův zákon byl odvozen v řadě dalších prací; za všechny uvedme například studii Irelanda (1994), kde se pozoruhodným způsobem užívá jistý model endogenního ekonomického růstu.

Modely vycházející čistě z ekonomické teorie podrobil kritice například Malcomson (1986). Argumentuje, že dokonce i předpoklad o *spojitosti* funkce $TR(r)$ může být neopodstatněný. Malcomson tudíž nabádá k empirickému měření Lafferovy křivky vedle modelování na základě ekonomické teorie. Kritika se objevuje i v dalších studiích, viz například Buchanan a Lee (1982). Zde se rozlišuje mezi krátkodobou a dlouhodobou Lafferovou křivkou, které mohou být podstatně odlišné. Zajímavou myšlenku přinesli také Spiegel a Templeman (2004), kteří navrhuji mikroekonomický fundament pro Lafferovskou teorii: makroekonomická Lafferova křivka zde vzniká agregací individuálních Lafferových křivek (ne nutně homogenních) ekonomických agentů.

1.2 Empirické studie

V empirických pracích se nejčastěji pomocí regrese vysvětluje daňový výnos státu v relativní podobě jako poměr výnosu daně a HDP. Mezi regresory kromě daňové sazby figurují další proměnné. Například vliv přímých zahraničních investic byl prokázán v práci Groppa a Kostiala (2000). V práci Kennyho a Winera (2006) se studuje efekt ekonomických fluktuací. Detailní analýze modelu (1) se věnuje rozsáhlá práce Clausinga (2007). Studuje se zde panel 29 zemí OECD v období let 1979–2002. Metodologický přínos spočívá mj. i v rozšíření časové řady o průřezové jednotky, čímž se navyšuje síla užitých testů. Práce navrhuje několik specifikací regresních funkcí s různými kombinacemi regresorů. Jde například o velikost korporátního sektoru, která se aproximuje pomocí poměru přidané hodnoty korporátního sektoru a HDP, nebo o ziskovost měřenou podílem provozních zisků a přidané hodnoty. Podobně jako v práci Kennyho a Winera (2006) se regrese pokouší zachytit i vliv ekonomických fluktuací. Uvedené proměnné se

ukazují jako statisticky významné, stejně jako kvadratický člen v (1). Lafferovský bod byl odhadnut ve výši 33 %.

Na práci Clausinga (2007) navázala mimo jiné i práce Kubátové a Říhové (2009). Zde se zkoumá panel 29 zemí OECD v období let 1980–2006, kde se panelová regrese rozšiřuje o proměnné měřící daňové úniky (aproximované indexem korupce), míru inflace (pro zahrnutí vlivu ekonomického cyklu) a některé další. I zde se kvadratický člen v (1) ukazuje jako statisticky významný. Dospívá se zde rovněž k závěrům o hlavních determinantech výnosu korporátní daně, mezi které nepatří pouze sazba daně, ale že se jedná o komplexnější vztah.

2. Metodologie a struktura článku

2.1 Průřezová závislost

Zásadním problémem řady empiricky orientovaných analýz je nerespektování existence průřezové závislosti v panelu studovaných zemí. Na data se aplikuje buďto model s fixními efekty, anebo model s náhodnými efekty, které předpokládají náhodný výběr z populace. Tento předpoklad však bývá často porušen například vlivem vzájemných interakcí prostorově blízkých jednotek (Formánek a Hušek, 2016) nebo podle Pesarana (2006) vlivem vzájemného provázání těchto jednotek, které pak podobně reagují na možné externí šoky. V této práci se budeme zabývat druhým případem, kdy Pesaran ukázal, že průřezová závislost způsobí, že metody fixních i náhodných efektů mohou poskytovat nekonzistentní odhady. Pesaran navrhuje jako možné řešení užít tzv. CCE estimátor (*Common Correlated Effects*), který je robustní vůči průřezové závislosti. Jednou z hlavních výhod této metody je, že asymptotická normalita odhadů se projevuje již pro časové řady o délce $T \approx 20$ a množství průřezových jednotek $N \approx 20$ (Pesaran, 2006). Díky tomu je možné dělat statistickou inferenci i v případě datasetů velikostí, které jsou obvykle k dispozici při empirickém studiu Lafferových křivek.

2.2 DEA efektivita daňových výnosů

Aplikace CCE metodologie ovšem naráží na problém ztráty stupňů volnosti z důvodu zahrnutí značného množství proměnných. Možným řešením je nahrazení závislé proměnné například poměru výnosu daně k HDP, komplexnějším ukazatelem. V této práci je navržen postup vycházející z modelu analýzy obalu dat (*Data Envelopment Analysis*) od Charnese, Coopera a Rhodese (1978), pomocí nějž je možné měřit efektivitu daňového výnosu komplexnějším způsobem než jen pomocí prostého poměru daňového výnosu k HDP. Tento ukazatel budeme nazývat (*DEA-efektivitou*) daňových výnosů.

S touto metodologií se v části 4.2 až 4.6 budeme zabývat především otázkou, které makroekonomické proměnné mají signifikantní vliv na efektivitu výběru daně a zdali je možné odhadnout Lafferův bod (společný pro celý panel a stabilní v čase), ve kterém je maximalizována DEA efektivita daňového výnosu. Metodologie je aplikována na panelu 20 zemí EU v období let 2000–2013.

2.3 Struktura článku

Kapitola 2, konkrétně 2.4 a 2.5 krátce shrnuje ideu DEA analýzy a princip odhadu makroekonomických panelů pomocí CCE metodologie. Kapitola 3 popisuje použité proměnné. Kapitola 4, konkrétně 4.1 až 4.4 shrnuje empirickou část: zde jsou společně popsány výstupy z DEA analýzy a panelové regrese. Kapitoly 4.5 a 4.6 obsahují doplnění o shlukovou analýzu, na jejímž základě lze testovat jistou formu hypotézy o vícerychlostní Evropě. Poslední kapitola je věnována závěrečnému zhodnocení.

2.4 Statická DEA analýza

DEA metoda se často užívá při hodnocení efektivity jednotek v případě odvětví (Dlouhý, 2001). Konkrétně v českých podmínkách byla DEA použita pro měření efektivity nemocnic (Dlouhý, Jablonský a Novosádová, 2007) nebo českých bank (Jablonský, 2004).

V tomto textu je DEA jednotkou stát zařazený do zkoumaného panelu. Efektivita se v rámci DEA metodologie formalizuje jako poměr váženého součtu výstupů a váženého součtu vstupů. Tento ukazatel zde nazýváme *DEA efektivitou*. Detaily o DEA analýze lze najít např. v práci Coopera, Seiforda, Zhua (2011). V naší práci vyjdeme z DEA modelu v optimalizačním tvaru:

$$\max_{\substack{u \geq \epsilon e_n \\ v \geq \epsilon e_m}} \text{eff}_l(u, v) \text{ za omezení } 0 \leq \text{eff}_k(u, v) \leq 1, k = 1, \dots, r, \quad (3)$$

kde r je počet jednotek, n je počet vstupů (produkčních faktorů), m je počet výstupů (typů produktu), $\epsilon > 0$ je pevná malá konstanta, e_h je vector h jedniček a

$$\text{eff}_k(u, v) = \frac{u^T y_k}{v^T x_k}$$

je DEA-efektivita k -té jednotky při váhách vstupů v a vahách výstupů u . Zde $x_k \geq 0$ značí vektor vstupů -té jednotky a $y_k \geq 0$ značí vektor výstupů -té jednotky. Optimální hodnota účelové funkce modelu (3) je DEA-efektivita -té jednotky ($l = 1, \dots, r$).

Model (3) lze snadno přepsat jako lineární program a dualizovat. Získá se tím formulace

$$\max_{\lambda, \theta, s^+, s^-} \theta + \epsilon \left(e_m^T s^+ + e_n^T s^- \right) \text{ za omezení } \lambda - s^+ = \theta y_l, \quad Y\lambda + s^- = x_l, \quad (4)$$

kde θ a λ jsou duální proměnné, X je matice se sloupci $x_1, \dots, x_r$, Y je matice se sloupci $y_1, \dots, y_r$ a s^+ a s^- jsou vektory přídatných proměnných pro výstupy a vstupy. Jednotka je považována za DEA efektivní, je-li $\theta = 1$, $s^+ = 0$, $s^- = 0$ a .

Lze ukázat, že v modelu (4) je implicitně skryt předpoklad konstantních výnosů z rozsahu (Cooper, Seiford, Zhu, 2011). Proto budeme preferovat tzv. *BCC-model*, (Banker, Charnes a Cooper, 1984), jenž připouští variabilní výnosy z rozsahu; je to totiž pro naši analýzu flexibilnější. BCC model se získá doplněním (4) o omezující podmínku

$$e_r^T \lambda = 1. \quad (5)$$

Duální formulace (4) doplněná o (5) umožňuje názornější interpretaci výsledků (Jablonský, 1999) nežli primární formulace (3); například je patrné, že duální proměnné λ popisují l -tou jednotku jako konvexní kombinaci ostatních jednotek.

Připomeňme, že podle Nunamakera (1985) je vhodné, aby velikost vzorku r byla alespoň třikrát větší než počet vstupních proměnných n i výstupních proměnných m .

2.5 Window DEA

DEA metodologie z kapitoly 2.4 je vhodná pro zkoumání efektivity v rámci jednoho časového období. Pro dynamické problémy se standardně užívá DEA s časovými okny (tzv. *Window-DEA*, *WDEA*). Metoda spočívá ve výpočtu DEA efektivity v daném intervalu časových období (tzv. *okno*), které se postupně posouvá v čase, čímž se získá trajektorie DEA efektivit jednotek. Pak je možné zkoumat efektivitu nejen mezi jednotlivými jednotkami, ale také pro zvolenou jednotku v různých obdobích. Připomeňme, že tento postup aplikovali například Asmild a kol. (2004) při měření efektivity kanadského bankovního sektoru nebo Halkos a Tzeremes (2008) při měření efektivity zahraničního obchodu v rámci 16 zemí OECD. Trajektorie výsledných efektivit lze pak agregovat například metodou vážených průměrů jako ve studiích (Asmild *et al.*, 2004) a (Halkos a Tzeremes, 2008).

Panelová regrese a Common Correlated Effects

Při panelové regresi budeme podle Eberhardta (2012) předpokládat proces generující data ve tvaru:

$$y_{it} = \beta_i x_{it} + u_{it}, \quad (6)$$

$$u_{it} = \alpha_{1t} + \lambda_i f_t + \epsilon_{it}^1, \quad (7)$$

$$x_{it} = \alpha_{2t} + \lambda_i f_t + \epsilon_{it}^2, \quad (8)$$

kde y_{it} je endogenní proměnná a α_{1t} , α_{2t} , β_i a λ_i jsou regresní parametry (zde t je časový index a i je průřezový index). O disturbancích ϵ_{it}^1 a ϵ_{it}^2 předpokládáme, že jsou nezávislé na f_t . Parametry α_{1t} , α_{2t} měří fixní efekty. Regresor f_t představuje nepozorovaný společný faktor a jemu příslušný regresní parametr λ_i měří vliv průřezové závislosti. Z (7) a (8) je zřejmé, že x_{it} a u_{it} závisí na f_t , čímž je porušen předpoklad exogenity. Z tohoto důvodu je nutné otestovat data na přítomnost průřezové závislosti, například testovým kritériem je statistika (Pesaran, 2004):

$$CD = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij},$$

kde N je počet zemí,

$$\hat{\rho}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{\sqrt{(\sum_{t=1}^T e_{it}^2)(\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)}},$$

kde T je počet období a e_{it} jsou rezidua získaná z panelové regrese pomocí metody fixních efektů. Zde $\hat{\rho}_{ij}$ představuje odhad korelačního koeficientu mezi zeměmi i a j . Nulovou hypotézou H_0 je, že mezi zeměmi neexistuje průřezová závislost. Lze ukázat, že při H_0 má statistika CD asymptoticky rozdělení $N(0,1)$.

Zamítneme-li H_0 , Pesaran (2006) navrhuje tzv. CCE estimátor (*Common Correlated Effects*), který je robustní vůči existenci průřezové závislosti. Základní myšlenkou CCE estimátoru je aproximace nepozorovaných faktorů f_i z rovnic (7), (8) pomocí aritmetických průměrů $\bar{x}_t = 1/N \sum_{i=1}^N x_{it}$, $\bar{y}_t = 1/N \sum_{i=1}^N y_{it}$, které vstupují jako regresory do rovnice:

$$y_{it} = \beta_i x_{it} + \gamma_i \bar{z}_t + u_{it}, \quad (9)$$

kde $\bar{z}_t = (\bar{x}_t, \dots, \bar{x}_t, \bar{y}_t, \dots, \bar{y}_t)$ a y_i je velikost dodatečných regresních parametrů ($i = 1, \dots, N$). Výsledný odhad parametrů β_i z rovnice (6) je pak konzistentní (Pesaran, 2006). Jelikož je cílem otestovat vztah (1) pro všechny země, lze odhady parametrů z rovnice (9) použít k odhadu sloučeného odhadu tzv. (*pooled estimator*) v modelu Common Correlated Effects Mean Group (CCEMG), nebo Common Correlated Effects Pooled (CCEP) (Pesaran, 2006).

3. Data

Pro DEA analýzu bylo vybráno osm proměnných na základě prací Clausinga (2007), Kubátové a Říhové (2009), z toho bylo sedm vstupních a jedna výstupní. Jako vstupní proměnná byla zvolena míra nezaměstnanosti (*nezam*), daň z příjmu právnických osob (*tax*), hospodářský růst (*rust*) (měřeno jako logaritmická diference HDP měřené v domácí měně podle parity kupní síly), rozdíl mezi nejvyšší sazbou z daně z příjmu fyzických osob pro danou zemi a její daní z příjmu právnických osob (*incor*). Pro aproximaci ziskovosti a velikosti korporátního sektoru byl použit postup podle Clausinga (2007). Korporátní sektor byl navíc rozdělen na finanční a reálný. Toto rozdělení bylo provedeno z důvodu rostoucího významu finančního sektoru, jehož signifikantní dopad na daňové příjmy prokázal například Devereux (2004). Výstupní proměnnou byl poměr výnosu z korporátní daně k HDP. V analýze byla použita data 20 současných členů Evropské unie pro období let 2000–2013. Počátek období byl zvolen z důvodu nekompletnosti datové sady pro předešlá období. Ze stejných důvodů neobsahuje datová sada všechny země EU. Data byla získána z databáze Světové banky (worldbank.org) a (data.oecd.org).

4. Empirická část

4.1 Window DEA

Pro výběr délky okna se jako vhodná inspirace jeví práce Halkose a Tzeremese (2008). Autoři ve své analýze efektivity obchodu zvolili délku okna rovnou třem. V našem případě to znamená, že v prvním kroku je metoda DEA aplikována na soubor 20 zemí pro období let 2000, 2001 a 2002. Jedná se o soubor o velikost 20×3 jednotek. V následujícím kroku se okno posune o rok dopředu a opět je aplikuje metoda DEA na soubor 20 zemí pro

období 2001, 2002, 2003. Tento postup probíhá až do roku 2013. Tímto způsobem bylo získáno 12 oken, každé o 60 hodnotách DEA efektivit.

Jelikož každé okno obsahuje překrývající se období, byla použita metoda klouzavých průměrů pro výpočet efektivit jednotlivých období. Výsledky jsou zobrazeny v tabulce 10. V případě efektivního státu je dosažená hodnota DEA rovna jedné, neefektivní státy pak dosahují hodnoty větší než jedna.

Tabulka 1 | Výpočet DEA

Země	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
AUT	1,629	1,000	1,747	1,459	1,349	1,200	1,471	1,367	1,279	1,000	1,160	1,000	1,000	1,000
BEL	1,369	1,000	1,064	1,006	1,053	1,008	1,024	1,017	1,000	1,109	1,244	1,028	1,000	1,000
CZE	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,003	1,000	1,000	1,000
DEU	1,133	3,973	2,243	1,856	1,640	1,554	1,317	1,141	1,015	1,000	1,257	1,040	1,000	1,000
DNK	1,000	1,000	1,000	1,000	1,033	1,000	1,000	1,000	1,063	1,113	1,000	1,000	1,000	1,000
ESP	1,149	1,172	1,060	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
EST	2,595	5,203	3,314	2,390	2,398	2,524	2,457	2,398	2,386	1,000	2,718	2,739	2,372	1,974
FIN	1,318	1,000	1,000	1,035	1,176	1,086	1,278	1,190	1,167	1,000	1,079	1,031	1,139	1,000
FRA	1,097	1,000	1,021	1,000	1,000	1,081	1,000	1,015	1,000	1,000	1,134	1,000	1,000	1,000
GBR	1,000	1,000	1,070	1,003	1,061	1,008	1,000	1,010	1,000	1,000	1,000	1,000	1,001	1,001
GRC	1,000	1,159	1,137	1,344	1,376	1,000	1,683	1,397	1,441	1,030	1,014	1,000	2,319	2,349
HUN	2,232	1,109	1,253	1,307	1,303	1,342	1,465	1,124	1,225	1,201	1,820	1,615	1,000	1,000
IRL	1,020	1,000	1,000	1,000	1,001	1,013	1,000	1,021	1,000	1,117	1,035	1,067	1,000	1,000
ITA	1,019	1,000	1,000	1,072	1,007	1,172	1,161	1,000	1,000	1,000	1,098	1,022	1,000	1,000
NLD	1,328	1,000	1,059	1,000	1,148	1,000	1,060	1,000	1,000	1,000	1,193	1,038	1,135	1,410
POL	1,184	1,155	1,441	1,773	1,430	1,360	1,309	1,149	1,123	1,215	1,290	1,172	1,141	1,370
PRT	1,089	1,000	1,000	1,047	1,000	1,187	1,164	1,033	1,000	1,154	1,140	1,000	1,094	1,000
SVK	1,283	1,000	1,330	1,317	1,000	1,000	1,191	1,148	1,000	1,012	1,364	1,354	1,224	1,170
SVN	1,000	1,147	1,119	1,341	1,321	1,000	1,002	1,000	1,131	1,000	1,000	1,119	1,211	1,287
SWE	1,000	1,000	1,153	1,220	1,141	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,001	1,000	1,045	1,000

Poznámka: Rakousko (AUT), Belgie (BEL), Česko (CZE), Německo (DEU), Dánsko (DNK), Španělsko (ESP), Estonsko (EST), Finsko (FIN), Francie (FRA), Velká Británie (GBR), Řecko (GRC), Maďarsko (HUN), Irsko (IRL). Itálie (ITA), Holandsko (NLD), Polsko (POL), Portugalsko (PRT), Slovensko (SVK), Slovinsko (SVN), Švédsko (SWE)

Zdroj: vlastní zpracování

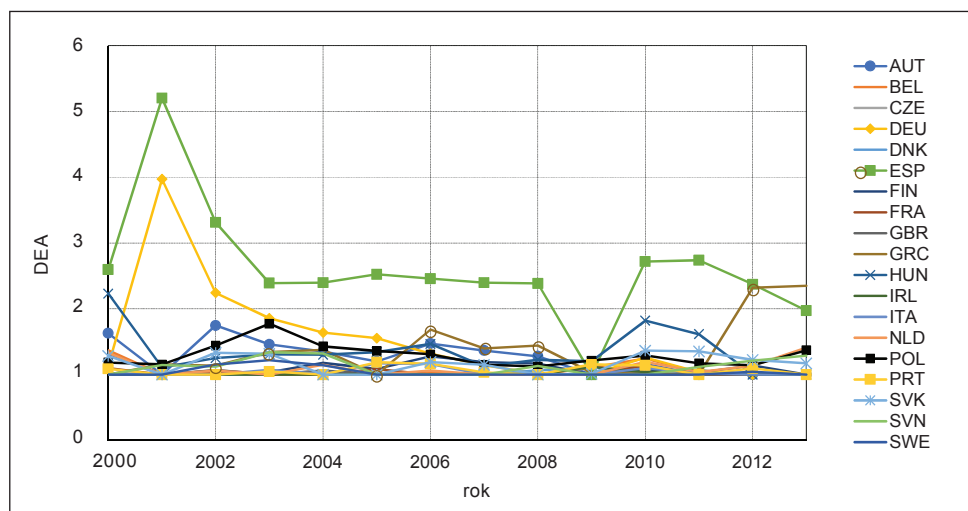
Příklad interpretace výsledků je možné ukázat například na Polsku pro rok 2000. Hodnota 1,183 říká, že pro dosažení efektivit v rámci daných 20 států by bylo potřeba zvýšit poměr výběru daně k HDP o 18,3 %.

Při vynesení dat z tabulky 1 do grafu 1 je patrný oscilační charakter trajektorie efektivit. Kromě Estonska a Německa v letech 2001–2003 se hodnoty ostatních zemí

pohybují v relativně úzkém intervalu. V případě Řecka je patrné, že od roku 2012 došlo ke značnému zvýšení neefektivity v důsledku řecké krize. Naopak nejvýraznějšího zlepšení dosáhlo Německo, které se z hodnoty DEA 3,972 v roce 2001 postupně dostalo k hodnotě 1 v letech 2012 a 2013.

Nejzajímavějším výsledkem je dosažená efektivita České republiky. Kromě roku 2010 dosáhla Česká republika vždy hodnoty jedna, což z ní dělá nejčastěji efektivní zemi ve zkoumaném panelu. Velmi dobrých výsledků dosáhlo i Dánsko, které bylo efektivní jednotkou v 11 letech, dále pak Švédsko a Francie, které byly shodně efektivní v 9 letech. Velká Británie byla efektivní po 7 období. Naopak nejhorších výsledků dosáhlo Estonsko, které bylo efektivní jednotkou pouze v roce 2009.

Obrázek 1 | Trajektorie efektivity



Zdroj: vlastní zpracování

4.2 Regresní analýza I

Výstup z DEA analýzy byl použit pro testování Lafferovy křivky na základě regresní rovnice ve tvaru:

$$\begin{aligned}
 eff_{it} = & \alpha + \gamma_i + \beta_1 tax_{it} + \beta_2 tax_{it}^2 + \beta_3 fp_{it} + \beta_4 fs_{it} + \beta_5 nezam_{it} + \\
 & \beta_6 nfp_{it} + \beta_7 nfs_{it} + \beta_8 rust_{it} + \beta_9 incorr_{it} + \epsilon_{it},
 \end{aligned} \quad (10)$$

kde i indexuje konkrétní zemi a t indexuje čas, eff_{it} je DEA efektivita země a γ_i je nepozorovaný efekt země i . Proměnné tax a tax^2 představují velikost korporátní sazby daně a její druhé mocniny, fp a nfp představují ziskovost ve finanční a nefinanční sféře. Proměnné fs a nfs jsou aproximace velikosti finančního a nefinančního sektoru. Hospodářský růst je označen jako $rust$ a $nezam$ je značení pro nezaměstnanost. Poslední regresor $incorr$

představuje rozdíl mezi daní pro fyzické a právnické osoby. O náhodných složkách ϵ_{it} se předpokládá, že jsou nezávislé a stejně rozdělené.

Pomocí Pesaranova testu byla otestována hypotéza o existenci průřezové závislosti. Nulová hypotéza se nepodařila prokázat. Díky neprokázání průřezové závislosti byla rovnice (10) odhadnuta pomocí Wooldridge (2010):

- I. metody fixních efektů,
- II. metoda náhodných efektů,
- III. metodou sloučené regrese (tzv. *pooled regression*).

Pro testování autokorelace byla použita panelová verze Breuschova-Godfreyova testu (Wooldridge, 2010). Pro všechny tři odhadnuté modely byla prokázána autokorelace na hladině významnosti menší než 5 %. Přítomnost heteroskedasticity byla prokázána pomocí Breuschova-Paganova testu (Wooldridge, 2010) na hladině významnosti 1 %.

Endogenita byla testována za pomoci robustní verze Hausmanova testu vůči autokorelaci a heteroskedasticitě podle Arellana (1987), kde se nepodařilo zamítnout nulovou hypotézu. Z tohoto důvodu je možné považovat odhady z metod (I)–(III) za konzistentní. Z důvodu přítomnosti autokorelace a heteroskedasticity byla při odhadu rovnice (10) pomocí metod (I)–(III) použita robustní verze odhadu chyb podle Arellana (1987). Výsledky jsou zobrazeny v tabulkách 2, 3, 4.

Tabulka 2 | Metoda fixních efektů

Koeficient	Odhad	Směrodatná chyba	t–podíl	p–hodnota
<i>tax</i>	6,944	6,703	1,035	0,301
<i>tax2</i>	–11,447	11,338	–1,009	0,313
<i>fp</i>	0,164	0,067	2,437	0,015
<i>fs</i>	–166,640	267,823	0,622	0,534
<i>nezam</i>	0,027	0,011	2,325	0,020
<i>nfp</i>	0,014	0,236	0,058	0,953
<i>nfs</i>	492,270	324,905	1,515	0,130
<i>rust</i>	1,863	1,027	1,819	0,070
<i>inccor</i>	0,296	0,310	0,956	0,339

Zdroj: vlastní zpracování

Pro metody náhodných efektů a sloučené regrese má sazba korporátní daně a její druhá mocnina signifikantní vliv na efektivitu výběru daně. Znaménka odhadnutých parametrů jsou však v rozporu s Lafferovským předpokladem (2) (připomeňme, že DEA efektivita má inverzní měřítko). Nepodařilo se tudíž prokázat platnost Lafferovy hypotézy

ve zkoumaném panelu. Pro oba modely jsou signifikantní proměnné nezaměstnanost ($\alpha < 0,05$), velikost nefinančního sektoru ($\alpha < 0,05$) a růst HDP ($\alpha < 0,01$), kde α představuje hladinu významnosti. V důsledku malé variability velikosti nefinančního sektoru však vychází hodnota odhadu značně nereálná. V případě nezaměstnanosti je tento vztah očekávaný, s rostoucí mírou nezaměstnanosti roste neefektivita výběru.

Tabulka 3 | Metoda náhodných efektů

Koeficient	Odhad	Směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota
úrovňová konstanta	-0,416	0,573	-0,726	0,467
tax	6,901	3,800	1,816	0,070
tax2	-11,572	6,807	-1,699	0,090
fp	0,003	0,009	0,035	0,971
fs	-491,050	323,980	-1,515	0,130
nezam	0,023	0,001	2,341	0,019
nfp	0,411	0,239	1,715	0,087
nfs	747,650	344,530	2,170	0,030
rust	1,640	0,895	1,830	0,068
inccor	0,407	0,368	1,104	0,270

Zdroj: vlastní zpracování

V případě metody fixních efektů je signifikantní pouze zisk ve finančním sektoru, nezaměstnanost a růst HDP, vše pro $\alpha < 0,05$. Opět logickou interpretaci má proměnná nezaměstnanost, se kterou je spojeno kladné znaménko. Naopak růst HDP stejně jako v modelu náhodných efektů a sloučené regrese je hůře interpretovatelný. Stejný závěr platí i pro zisk z finančního sektoru, jehož interpretace by znamenala, že s rostoucím ziskem roste neefektivita výběru daně.

Ani jedna z metod (I)–(III) nevede k závěrům podporujícím Lafferovu hypotézu. Z tohoto důvodu se jeví jako možná varianta zesílení závěrů pomocí úpravy výpočtu efektivitu pomocí DEA. Nová efektivita byla spočtena bez zahrnutí proměnných velikost finančního sektoru *fs*, rozdílu korporátní daně a daně z příjmu *inccor*. Ani jedna z proměnných neměla totiž statisticky významný vliv na efektivitu v modelech (I)–(III). Dále byla z výpočtu odstraněna velikost nefinančního sektoru *nfs* z důvodu nízké variability. Výsledky nové analýzy jsou zobrazeny v tabulce 5.

Snížení počtu vstupů přineslo snížení počtu období, kdy byly země ve výběru daní vyhodnoceny jako efektivní. Tento jev se projevil u všech zemí, kdy například Česká republika již byla efektivní jednotkou pouze v 9 obdobích ve srovnání se 13 lety z tabulky 1.

Tabulka 4 | Metoda sloučené regrese

Koeficient	Odhad	Směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota
úrovňová konstanta	-0,456	0,507	-0,900	0,368
tax	74,614	2,862	2,606	0,009
tax2	-12,779	5,111	-2,500	0,013
fp	-0,153	0,133	-1,145	0,253
fs	-91,790	376,420	-2,438	0,015
nezam	0,002	0,001	2,424	0,015
nfp	0,679	0,274	2,480	0,013
nfs	1,071	361,860	2,960	0,003
rust	1,744	0,891	1,956	0,051
inccor	0,376	0,404	0,931	0,352

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 5 | Výpočet DEA po snížení vstupů

Země	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
AUT	1,690	1,000	1,760	1,470	1,410	1,200	1,470	1,380	1,280	1,000	1,160	1,000	1,000	1,000
BEL	1,430	1,000	1,070	1,010	1,070	1,030	1,050	1,040	1,000	1,200	1,280	1,030	1,000	1,000
CZE	1,000	1,150	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,020	1,020	1,010	1,000	1,000
DEU	1,630	5,720	3,330	2,710	2,390	2,120	1,960	1,680	1,220	1,230	1,560	1,140	1,070	1,000
DNK	1,340	1,200	1,190	1,000	1,160	1,000	1,000	1,000	1,070	1,210	1,280	1,280	1,160	1,080
ESP	1,640	1,380	1,210	1,180	1,130	1,090	1,080	1,000	1,500	1,720	1,680	1,600	1,310	1,150
EST	2,600	6,020	3,820	2,730	2,760	3,280	3,090	2,590	2,390	1,000	2,810	2,910	2,630	2,140
FIN	1,320	1,020	1,000	1,030	1,200	1,090	1,280	1,210	1,180	1,000	1,130	1,050	1,170	1,000
FRA	1,200	1,000	1,040	1,000	1,050	1,160	1,000	1,040	1,000	1,150	1,210	1,020	1,000	1,000
GBR	1,000	1,000	1,180	1,260	1,200	1,120	1,020	1,040	1,000	1,150	1,030	1,060	1,090	1,240
GRC	1,000	1,630	1,500	1,690	1,850	1,040	2,040	1,420	1,510	1,040	1,020	1,000	2,330	2,390
HUN	2,230	1,110	1,250	1,310	1,300	1,340	1,470	1,120	1,220	1,200	1,820	1,950	1,510	1,440
IRL	1,020	1,040	1,000	1,000	1,000	1,010	1,000	1,030	1,000	1,120	1,050	1,080	1,000	1,000
ITA	1,250	1,470	1,070	1,580	1,400	1,590	1,420	1,250	1,160	1,020	1,230	1,270	1,050	1,010
NLD	1,410	1,000	1,080	1,000	1,240	1,050	1,200	1,000	1,000	1,000	1,350	1,150	1,380	1,700
POL	1,690	1,290	1,450	1,880	1,720	1,550	1,580	1,400	1,370	1,530	1,740	1,660	1,600	1,960
PRT	1,100	1,000	1,000	1,070	1,020	1,220	1,180	1,030	1,000	1,170	1,150	1,000	1,170	1,000
SVK	1,280	1,000	1,330	1,320	1,370	1,320	1,390	1,220	1,050	1,040	1,370	1,360	1,230	1,180
SVN	1,000	1,150	1,120	1,340	1,320	1,000	1,000	1,000	1,130	1,000	1,000	1,120	1,210	1,290
SWE	1,050	1,120	1,490	1,520	1,330	1,000	1,210	1,140	1,260	1,010	1,020	1,040	1,170	1,070

Zdroj: vlastní zpracování

4.3 Regresní analýza II

Pro upravenou DEA analýzu byla odhadnuta následující rovnice:

$$eff_{it} = \alpha + \gamma_i + \beta_1 tax_{it} + \beta_2 tax_{it}^2 + \beta_3 fp_{it} + \beta_4 nfp_{it} + \beta_5 nezam_{it} + \beta_6 rust_{it} + \epsilon_{it}. \quad (11)$$

Test průřezové závislosti neprokázal její přítomnost. Naopak v případě autokorelace i heteroskedasticity bylo možné zamítnout nulovou hypotézu o jejich nepřítomnosti na hladině významnosti menší než 1 %. V Hausmanově testu data nesvědčila pro zamítnutí nulové hypotézy. Výsledky odhadu rovnice (11) pomocí metod (I)–(III) jsou zobrazeny v tabulkách 6, 7 a 8.

Tabulka 6 | Metoda fixních efektů

Koeficient	Odhad	Směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota
tax	15,687	10,174	1,541	0,124
tax2	–24,867	17,355	–1,432	0,153
fp	0,293	0,079	3,696	0,000
nfp	0,402	0,466	0,863	0,388
nezam	0,035	0,011	2,960	0,003
rust	1,959	1,172	1,671	0,095

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 7 | Metoda náhodných efektů

Koeficient	Odhad	Směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota
úrovňová konstanta	–1,638	1,257	–1,302	0,193
tax	14,960	8,882	1,684	0,093
tax2	–24,179	15,262	–1,584	0,114
fp	0,271	0,093	2,912	0,003
nfp	0,465	0,411	1,130	0,259
nezam	0,035	0,011	3,042	0,002
rust	2,065	1,162	1,776	0,076

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 8 | Metoda sloučené regrese

Koeficient	Odhad	Směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota
úrovňová konstanta	-1,196	1,343	-0,890	0,373
<i>tax</i>	13,926	7,732	1,801	0,072
<i>tax2</i>	-25,793	13,772	-1,872	0,062
<i>fp</i>	0,097	0,277	0,350	0,726
<i>nfp</i>	0,589	0,345	1,705	0,089
<i>nezam</i>	0,032	0,012	2,552	0,011
<i>rust</i>	3,299	1,773	1,860	0,063

Zdroj: vlastní zpracování

Nezaměstnanost má opět ve všech třech případech signifikantní vliv na efektivitu, a to na hladině významnosti menší než 1 %. Růst HDP je ve všech případech statisticky významný na hladině významnosti menší 10 %. Ziskovost finančního sektoru je významná v případě metody fixních a náhodných efektů pro $\alpha < 0,01$, naopak ziskovost nefinančního sektoru je významná pouze v případě sloučené regrese pro $\alpha < 0,1$. Nelineární vztah mezi efektivitou a sazbou daně potvrzuje pouze metoda sloučené regrese. Znaménka pro odhad parametrů β_1 a β_2 jsou však v rozporu s Lafferovou hypotézou. Metoda náhodných efektů svědčí pouze pro významnost lineárního vztahu mezi efektivitou a daňovou sazbou pro $\alpha < 0,1$. V případě metody fixních efektů se nepodařilo prokázat statistickou významnost dopadu sazby daně na efektivitu výběru.

4.4 Regresní analýza III

Jelikož se opět nepodařilo prokázat Lafferovu hypotézu, byly vstupy do DEA analýzy omezeny pouze na sazbu daně (*tax*) a nezaměstnanost (*nezam*). Pouze u těchto dvou proměnných se podařilo v předešlé analýze prokázat jejich statisticky významný vliv na efektivitu a zároveň měly jasnou interpretaci. Hospodářský růst nebyl zahrnut z důvodu problematické interpretace. Výsledky DEA jsou zobrazeny v tabulce 9. Opět došlo ke snížení celkového počtu efektivních jednotek. Nejefektivnější zemí v panelu se stalo Irsko, které bylo efektivní ve třech obdobích. Česká republika byla efektivní pouze ve dvou obdobích. Pro DEA efektivitu byla sestavena následující regresní funkce:

$$eff_{it} = \alpha + \gamma_i + \beta_1 tax_{it} + \beta_2 tax_{it}^2 + \beta_3 nezam_{it} + \epsilon_{it}. \quad (12)$$

Pro residua získaná z rovnice (12) byla prokázána existence průřezové závislosti na hladině významnosti menší než 1 %. Jelikož rovnice (12) obsahuje pouze 3 nezávislé proměnné, je možné použít k jejímu odhadu metodu CCEP. Výsledky jsou zobrazeny v tabulce 10.

Tabulka 9 | Výpočet DEA pro proměnné z regrese III

Země	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
AUT	2,425	1,599	2,352	2,173	2,321	2,198	2,203	1,916	1,655	2,540	1,662	1,153	1,185	1,209
BEL	2,816	2,094	2,365	2,488	2,348	2,224	2,049	1,947	1,961	2,489	1,945	1,260	1,218	1,337
CZE	1,303	1,868	1,560	1,489	1,591	1,563	1,364	1,054	1,000	1,209	1,083	1,009	1,015	1,000
DEU	2,362	10,645	6,669	6,343	5,038	4,390	3,640	3,197	2,132	2,541	1,993	1,653	1,525	1,428
DNK	2,447	1,686	1,600	1,725	1,644	1,217	1,018	1,160	1,330	2,291	1,826	1,719	1,395	1,295
ESP	3,818	3,008	2,854	2,998	2,672	2,009	1,833	1,547	2,804	3,050	3,309	3,231	2,761	2,862
EST	3,547	9,603	6,188	4,679	4,494	4,620	3,449	2,598	2,780	2,532	3,108	3,102	2,655	2,194
FIN	2,373	1,811	1,893	2,530	2,458	2,158	2,002	1,564	1,614	2,684	1,856	1,475	1,777	1,704
FRA	3,705	2,331	2,713	2,978	2,769	3,159	2,628	2,431	2,367	4,404	2,593	1,865	1,921	1,912
GBR	2,168	1,472	1,808	1,708	1,505	1,336	1,328	1,535	1,535	1,974	1,545	1,371	1,432	1,453
GRC	2,117	2,729	2,529	2,828	2,983	2,604	2,951	2,757	2,417	2,121	1,813	1,703	3,246	3,821
HUN	3,453	1,889	1,923	2,146	2,141	2,219	2,186	2,033	1,948	1,961	2,975	2,848	2,697	2,520
IRL	1,162	1,044	1,006	1,000	1,044	1,078	1,000	1,080	1,179	1,196	1,045	1,098	1,054	1,000
ITA	2,241	2,412	2,637	2,792	2,449	2,417	1,860	1,543	1,595	1,749	1,692	1,587	1,672	1,593
NLD	2,176	1,000	1,179	1,415	1,457	1,172	1,217	1,051	1,000	1,544	1,455	1,146	1,404	1,724
POL	2,160	3,969	3,745	4,398	2,792	2,570	2,314	1,959	1,774	1,807	1,846	1,672	1,651	1,990
PRT	1,938	1,357	1,383	1,897	1,817	2,315	2,166	1,784	1,577	1,869	1,629	1,480	1,884	1,631
SVK	1,712	2,873	2,663	2,643	2,149	2,059	1,943	1,827	1,587	1,679	1,495	1,444	1,491	1,491
SVN	2,413	4,138	3,536	3,269	2,781	1,993	1,795	1,372	1,661	2,193	1,983	2,137	2,633	2,638
SWE	1,778	1,799	2,253	2,166	1,963	1,778	1,774	1,572	1,961	1,864	1,402	1,248	1,514	1,510

Tabulka 10 | Odhad pomocí metody CCEP

Koeficient	Odhad	Směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota
<i>tax</i>	45,229	24,310	1,860	0,064
<i>tax2</i>	-69,986	42,745	-1,637	0,102
<i>nezam</i>	0,066	0,011	6,252	0,000

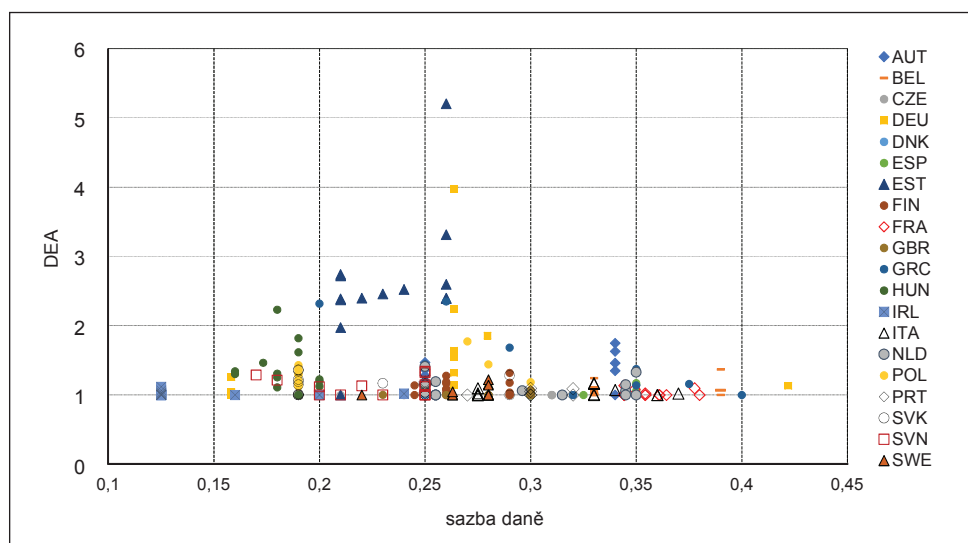
Z výstupu je zřejmé, že nelze zamítnout nulovou hypotézu o nevýznamnosti parametru β_2 . Naopak parametry β_1 a β_2 můžeme považovat za statisticky významné pro $\alpha < 0,1$ a $\alpha < 0,01$. Na základě takto upraveného modelu nelze potvrdit existenci kvadratického vztahu mezi efektivitou výběru daně a sazbou daně.

Ve všech třech regresních modelech 10, 11, 12, se alespoň u jedné z metod (I)–(III), nebo CCEP podařil prokázat statisticky významný vliv korporátní sazby daně na DEA efektivitu výběru.

4.5 Shluková analýza

Předešlá analýza prokázala, že růst daňové sazby snižuje efektivitu jejího výběru. Při pohledu do grafu 2 je však zřejmé, že existují efektivní země jak v případě nízké, tak vysoké sazby daně. Země zároveň tvoří shluky. Z tohoto důvodu je vhodné testovat možnou existenci Lafferovy křivky pro jednotlivé shluky. Pro zařazení zemí do shluků byla použita hierarchická metoda. Mírou vzdálenosti byla zvolena manhhattanská vzdálenost a jako algoritmus pro tvorbu shluků byla zvolena Wardova hierarchická aglomerační metoda (Ward, 1963).

Obrázek 2 | Závislost efektivity na daňové sazbě



Zdroj: vlastní zpracování

Dosažená hodnota DEA z tabulky 9, *sazba daně* a *nezaměstnanost*, byly vybrány jako vstupní proměnné do shlukové analýzy. Shluková analýza byla provedena pro každý rok zvlášť. Z důvodu myšlenky dvourychlostní Evropy byly vybrány dva shluky (v analýze 3 shluků se třetí shluk skládal pouze ze Španělska). Kompletní výsledky jsou zobrazeny v tabulce 11.

Jedinou zemí zařazenou po celou dobu do shluku 1 bylo Rakousko, naopak žádná země nebyla po celou dobu zařazena do shluku 2. Dále je možné vidět, že u většiny zemí převládá umístění do shluku 1. K největší migraci došlo v roce 2007, kde se změnil shluk celkem u 16 zemí, což je pravděpodobně důsledkem přicházející krize. Zajímavým příkladem je Polsko, u kterého převládalo zařazení do shluku 2 před rokem 2007. Po roce

2007 se Polsko přesunulo do shluku 1. Totožný scénář byl i u Slovenska a podobný vývoj zaznamenalo i Německo. Opačný scénář nastal u Španělska, u kterého nejprve převládal shluk 1 a po roce 2007 shluk 2. Zároveň shluky nejsou tvořeny podle geografických ani ekonomických (ekonomická síla, nebo ekonomická úroveň) faktorů, což neodpovídá hypotéze dvourychlostní Evropy.

Tabulka 11 | Shluková analýza

Země	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	shluk
AUT	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
BEL	2	1	1	2	1	1	1	2	2	1	1	1	1	1	1
CZE	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1
DEU	2	2	2	2	2	2	1	2	1	1	1	2	1	1	2
DNK	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1
ESP	2	1	1	2	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2
EST	2	2	2	2	2	2	1	2	2	1	2	2	1	1	2
FIN	1	1	1	2	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1
FRA	2	1	1	2	1	1	1	2	2	2	1	1	1	1	1
GBR	1	1	1	1	1	1	2	2	1	1	1	1	1	1	1
GRC	2	1	1	2	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	1
HUN	2	1	1	1	1	1	1	2	1	1	2	2	1	1	1
IRL	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	2	1	1	1
ITA	2	1	1	2	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1
NLD	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1
POL	1	2	2	2	2	2	1	2	1	1	1	2	1	1	1
PRT	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1
SVK	1	2	2	2	2	2	1	2	1	1	1	2	1	1	1
SVN	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1
SWE	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1

Zdroj: vlastní zpracování

4.6 Regrese pro shluky

Pro testování Lafferovy křivky pro jednotlivé shluky byl nejprve vypočten medián ze shluků od roku 2000 do roku 2013. Výsledné zařazení země je zobrazeno v tabulce 13 v posledním sloupci. Do shluku 2 byly zařazeny pouze 3 země – Německo, Španělsko a Estonsko.

Následně byla odhadnuta rovnice (12) pro každý shluk zvlášť. Pro shluk 1 byla zamítnuta nulová hypotéza o neexistenci průřezové závislosti pro $\alpha < 0,01$. Přestože soubor obsahuje pouze 17 zemí, stále se jeví jako nejvhodnější metoda odhadu CCEP, s přihlédnutím k tomu, že metoda poskytuje pouze asymptoticky nevychýlené odhady. Výsledky jsou zobrazeny v tabulce 12. Pouze nezaměstnanost se jeví jako statisticky významný faktor, pro $\alpha < 0,01$. Kvadratický vztah mezi DEA efektivitou a daňovou sazbou zde nebyl prokázán.

Tabulka 12 | CCEP pro shlukovou analýzu

Koeficient	Odhad	Směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota
<i>tax</i>	7,718	7,434	1,038	0,299
<i>tax2</i>	-13,399	11,870	-1,128	0,259
<i>nezam</i>	0,089	0,016	5,403	0,000

Tabulka 13 | SUR metoda

Koeficient	Odhad	Směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota
úrovňová konstanta DEU	-13,719	4,157	-3,300	0,008
<i>tax</i>	142,159	42,288	3,361	0,007
<i>tax2</i>	-243,003	70,744	-3,434	0,006
<i>nezam</i>	-0,121	0,344	-0,353	0,731
úrovňová konstanta ESP	105,322	89,234	1,180	0,265
<i>tax</i>	-637,784	546,372	-1,167	0,270
<i>tax2</i>	981,419	834,545	1,175	0,266
<i>nezam</i>	0,033	0,035	0,960	0,359
úrovňová konstanta EST	-43,368	98,217	-0,441	0,668
<i>tax</i>	348,400	836,080	0,416	0,687
<i>tax2</i>	-629,146	1 774,755	0,354	0,730
<i>nezam</i>	0,066	0,113	0,582	0,573

V souboru tvořeném převážně zeměmi zařazenými do shluku 2 byla též zamítnuta nulová hypotéza o neexistenci průřezové závislosti pro $\alpha < 0,01$. Jelikož shluk je tvořen pouze třemi zeměmi, není možné použít CCE metodu. Možnou metodou odhadu je Seemingly Unrelated Regressions (SUR) podle Zellnera (1962). Výsledky pro jednotlivé země

jsou zobrazeny v tabulce 13. Jelikož byla prokázána autokorelace, směrodatné chyby v tabulce 9 jsou odhadnuty pomocí robustní metody podle Kmenty a Gilberta (1970). V případě Německa mají proměnné sazba daně a její druhá mocnina signifikantní vliv na efektivitu výběru korporátní daně pro $\alpha < 0,01$, naopak pro nezaměstnanost se nepodařilo určit její statisticky významný vliv. Pro zbylé dvě země Španělsko a Estonsko již nevychází ani jedna proměnná statisticky významná. V odhadu se opět projevuje problém malé variability regresoru, což má za následek extrémní hodnoty odhadu parametru β_1 a β_2 z rovnice (12).

Závěr

Článek pojednává o testování existence Lafferovy křivky a Lafferova bodu na panelu 20 zemí Evropské unie. Z důvodu existence průřezové závislosti mezi zeměmi je zavádějíci používat pro odhad modelu metodu fixních nebo náhodných efektů. Z tohoto důvodu byla závisle proměnná, *poměr výběru daně k HDP*, nahrazena komplexnějším ukazatelem. Tento ukazatel představoval *efektivitu ve výběru korporátní daně* pro daných 20 zemí a byl zkonstruován pomocí metody DEA. Pro tuto metodu byly použity proměnné z prací Clausinga (2007) a Kubátové a Říhové (2009). Jelikož analýza se týkala let 2000–2013, byla provedena dynamická verze DEA metody, tzv. Window DEA. U prvního regresního modelu se nepodařilo prokázat Lafferovu hypotézu. Pro zesílení závěrů byla vypočtena nová DEA, jejíž vstupy byly tvořeny pouze statisticky významnými proměnnými z prvního regresního modelu. Tento postup byl použit celkem třikrát. Poslední regresní funkce již obsahovala pouze tři regresory, *daňovou sazbu*, *druhou mocninu daňové sazby* a *nezaměstnanost*. Statisticky významná se ukázala pouze *daňová sazba* a *nezaměstnanost*.

V důsledku patrných shluků byly v následné analýze země rozděleny do dvou shluků, a to pomocí Wardova hierarchického algoritmu. Pro jednotlivé shluky pak byla opět testována Lafferova hypotéza. Pro oba shluky byla přijata hypotéza o existenci průřezové závislosti. Pro první shluk čítající 17 zemí byl odhad proveden pomocí CCEP metody, kdy se podařilo prokázat, že pouze nezaměstnanost má staticky významný vliv na efektivitu výběru. Pro druhý shluk, tvořený pouze 3 zeměmi, byla použita metoda odhadu SUR. Pouze v případě Německa byl prokázán nelineární vztah mezi efektivitou výběru daně a velikostí její sazby. Znaménka odhadu parametrů však byla v rozporu s Lafferovou hypotézou. Pro ostatní země se nepodařilo prokázat statistickou významnost ani jedné z proměnných.

Na základě těchto výsledků nelze zkonstruovat společnou Lafferovu křivku ani Lafferův bod pro daných 20 zemí a určit tak jednotnou sazbu korporátní daně, která by maximalizovala efektivní výběr této daně. Data pouze poukazují na signifikantní vliv sazby daně v lineární formě, kdy s jejím růstem klesá DEA efektivita výběru. Tento výsledek však není absolutní, jak ukázala shluková analýza. Existují i země, které jsou DEA-efektivní, přestože mají nastavenou vysokou sazbu korporátní daně. To vede i k hypotézám testovaným v Clausingovi (2007), dále Kubátové a Říhové (2009), že výběr daně významně ovlivňuje další proměnné, nejenom samotná sazba.

Literatura

- Arellano, M. (1987). Practitioners' Corner: Computing Robust Standard Errors for Within-groups Estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49(4), 431–434, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1987.mp49004006.x>
- Asmild, M., Paradi, J. C., Aggarwall, V., Schaffnit, C. (2004). Combining DEA Window Analysis with the Malmquist Index Approach in a Study of the Canadian banking Industry. *Journal of Productivity Analysis*, 21(1), 67–89, <https://doi.org/10.1023/b:prod.0000012453.91326.ec>
- Banker, R. D., Charnes, A., Cooper, W. W. (1984). Models for Estimation of Technical and Scale Inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, 30(9), 1078–1092.
- Buchanan, J., Lee, D. (1982). Politics, Time and the Laffer Curve. *The Journal of Political Economy*, 90(4), 816–819, <https://doi.org/10.1086/261091>
- Cooper, W. W., Seiford, W., L., Zhu, J. (2011). *Joe Handbook on Data Envelopment Analysis*. Springer US. ISBN 978-1-4419-6150-1.
- Charnes, A., Cooper, W.W., Rhodes, E. (1978). Measuring the Efficiency of Decision Making Units. *European Journal of Operational Research*, 2(6), 429–444, [https://doi.org/10.1016/0377-2217\(78\)90138-8](https://doi.org/10.1016/0377-2217(78)90138-8)
- Clausing, K., A. (2007). Corporate Tax Revenues in OECD Countries. *International Tax and Public Finance*, 14(2), 115–133, <https://doi.org/10.1007/s10797-006-7983-2>
- Devereux, P. M. (2004). Debating Proposed Reforms of the Taxation of Corporate Income in the European Union. *International Tax and Public Finance*, 11(1), 71–89, <https://doi.org/10.1023/b:itax.0000004779.82823.f0>
- Dlouhý, M. (2001). Matematický model restrukturalizace odvětví a firmy. *Politická ekonomie*, 49(4), 540–546, <https://doi.org/10.18267/j.polek.324>
- Dlouhý M., Jablonský J., Novosádová I. (2007). Využití analýzy obalu dat pro hodnocení efektivnosti českých nemocnic. *Politická ekonomie*, 55(1), 60–71, <https://doi.org/10.18267/j.polek.590>
- Eberhardt, M. (2012). Estimating Panel Time Series Models with Heterogeneous Slopes. *Stata Journal*, 12(1), 61–71.
- Formánek, T., Hušek, R. (2016). On the Stability of Spatial Econometric Models: Application to the Czech Republic and its Neighbors, in: *Mathematical Methods in Economics* [CD-ROM]. Liberec: TU Liberec, 2016, s. 213–218. ISBN 978-80-7494-296-9.
- Gropp, R., Kostial, K. (2000). *The Disappearing Tax Base: Is Foreign Direct Investment Eroding Corporate Income Taxes?* IMF Working Papers, 00(173), 1, <https://doi.org/10.5089/9781451858624.001>
- Halkos, G., Tzeremes, N. (2008). Trade Efficiency and Economic Development: Evidence from a Cross Country Comparison. *Applied Economics*, 40(21), 2749–2764, <https://doi.org/10.1080/00036840600970302>
- Ireland, P. N. (1994). Supply-side economics and Endogenous Growth. *Journal of Monetary Economics*, 33(3), 559–571, [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(94\)90043-4](https://doi.org/10.1016/0304-3932(94)90043-4)
- Jablonský, J. (2004). Modely hodnocení efektivnosti produkčních jednotek. *Politická ekonomie*, 52(2), 206–220, <https://doi.org/10.18267/j.polek.458>
- Jablonský, J. (1999). Implementation of Data Envelopment Analysis in the Lingo Modelling System. *Acta Oeconomica Pragensia*, 4, 75–84.

- Kenny, L. W., Winter, S. L. (2006). Tax Systems in the World: An Empirical Investigation into the Importance of Tax Bases, Administration Costs, Scale and Political Regime. *International Tax and Public Finance*, 13(2–3), 181–215, <https://doi.org/10.1007/s10797-006-3564-7>
- Kmenta, J., Gilbert, R. F. (1970). Estimation of Seemingly Unrelated Regressions with Autoregressive Disturbances. *Journal of the American Statistical Association*, 65(329), 186–197, <https://doi.org/10.2307/2283586>
- Kubátová, K., Říhová, L. (2009). Regresní analýza faktorů ovlivňujících výnosy korporátní daně v zemích OECD. *Politická ekonomie*, 57(4), 451–470, <https://doi.org/10.18267/j.polek.693>
- Malcomson, J. (1986). Some Analytics of Laffer Curve. *Journal of Public Economics*, 29(3), 263–279, [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(86\)90029-0](https://doi.org/10.1016/0047-2727(86)90029-0)
- Mankiw, G., N., Weinzierl, M. (2006). Dynamic Scoring: a Back-of-the-envelope Guide. *Journal of Public Economics*, 90(8–9), 1415–1433, <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2005.11.006>
- Mitchell, J. (2009). *The Economics of Tax Competition – Harmonization vs. Liberalization*. The Adam Smith Institute. Briefing Paper.
- Musgrave, P. B. (1991). Merits and Demerits of Fiscal Competition, Public Finance with Several Levels of Government. *Foundation Journal Public Finance*, 281–297.
- Nunamaker, T. R. (1985). Using Data Envelopment Analysis to Measure the Efficiency of Non-profit Organizations: A Critical Evaluation. *Managerial and Decision Economics*, 6(1), 50–58, <https://doi.org/10.1002/mde.4090060109>
- Pesaran, M. H. (2004a). *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*. CESifo Working Paper 1229; IZA Discussion Paper 1240. [970]
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and Inference in large heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. *Econometrica*, 74(4), 967–1012, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x>
- Ruding, O. (1992). *Report of the Committee of Independent Experts on Company Taxation*. Executive summary. EU Commission. Working Document.
- Trabandt, M., Uhlig, H. (2011). The Laffer Curve Revisited. *Journal of Monetary Economics*, 58(4), 305–327, <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2011.07.003>
- Spiegel, U., Templeman, J. (2004). A Non-Singular Peaked Laffer Curve: Debunking the Traditional Laffer Curve. *The American Economist*, 48(2), 61–66, <https://doi.org/10.1177/056943450404800205>
- Ward, J. H. Jr. (1963). Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function. *Journal of the American Statistical Association*, 58(301), 236–244, <https://doi.org/10.1080/01621459.1963.10500845>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd ed. Cambridge, Mass.: MIT Press, xxvii, 1064 p. ISBN 02-622-3258-8.
- Zellner, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57(298), 348–368, <https://doi.org/10.1080/01621459.1962.10480664>