

Daňová soutěž v Evropské měnové unii a její vliv na přesun daňového břemene[#]

Danuše Nerudová – Svatopluk Kapounek** – Jitka Poměnková****

1 Úvod

Závazek daňové harmonizace v Evropských společenstvích je zakotven již v Římské smlouvě o založení Evropského hospodářského společenství z roku 1957. Obecný závazek k harmonizaci právních předpisů je obsažen v článku 93 této smlouvy.¹ Ačkoliv harmonizace přímých daní² není v žádném článku zakotvena přímo, lze ji odvozovat nepřímo z článku 94.³ Počáteční postoje k daňové harmonizaci byly velmi ambiciózní, plánem byla nejen strukturální harmonizace, ale také harmonizace sazeb. Částečné selhání snah o implementaci harmonizačních směrnic do národních daňových soustav mělo za následek výrazný posun v obecném chápání harmonizace. Tento posun znamenal především odklon od snahy o celkovou daňovou harmonizaci, o které bylo nadále uvažováno zejména v úzké souvislosti s jednotným vnitřním trhem a jeho hladkým fungováním. Vzhledem k faktu, že jednotný trh a obchodování na něm velmi významně ovlivňují nepřímé daně, harmonizační snahy směřovaly zejména do této oblasti.

Význam vlivu nejednotnosti národních daňových systémů ve smyslu daňové soutěže v oblasti přímých daní na jednotný trh roste. Důvodem je zejména zvyšující se mobilita kapitálu. Ten se v současných podmínkách může velmi rychle přesouvat do zemí s příznivějšími daňovými podmínkami. Pokud by snaha o snižování daně z příjmů korporací vytvářela tlak na příjmy státních rozpočtů, muselo by dojít buď k redukci veřejných výdajů nebo ke kompenzaci těchto příjmů ve formě zvýšených výnosů z výběru jiných typů daní.

[#] Svými poznámkami nám pomohli text zkvalitnit Josef Arlt (VŠE v Praze) a Lubor Lacina (MZLU Brno). Výsledky uvedené v příspěvku jsou součástí řešení výzkumného záměru PEF MZLU v Brně č. MSM 6215648904 s názvem „Česká ekonomika v procesech integrace a globalizace a vývoj agrárního sektoru a sektoru služeb v nových podmínkách evropského integrovaného trhu“, tematický směr „Makroekonomická a mikroekonomická výkonnost české ekonomiky a hospodářsko – politická opatření vlády ČR v podmínkách integrovaného trhu“.

^{*} Ing. Danuše Nerudová, Ph.D. – odborná asistentka; Ústav účetnictví a daní, Provozně ekonomická fakulta, Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, Zemědělská 1, 613 00 Brno; <d.nerudova@seznam.cz>.

^{**} Ing. Svatopluk Kapounek – odborný asistent; Ústav financí, Provozně ekonomická fakulta, Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, Zemědělská 1, 613 00 Brno; <kapounek@tiscali.cz>.

^{***} RNDr. Jitka Poměnková, Ph.D. – odborný asistent; Ústav statistiky, Provozně ekonomická fakulta, Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně Zemědělská 1, 613 00 Brno; <pomenka@mendelu.cz>.

¹ „Rada na návrh Komise a po konzultaci s Evropským parlamentem a Hospodářským a sociálním výborem jednomyslně přijme ustanovení k harmonizaci právních předpisů týkajících se daní obratu, spotřebních daní a jiných nepřímých daní v rozsahu, v jakém je tato harmonizace nezbytná pro vytvoření a fungování vnitřního trhu...“.

² Na rozdíl od nepřímých daní, které jsou přímo vyjmenovány v článku 93.

³ „Rada na návrh Komise a po konzultaci s Evropským parlamentem a Hospodářským a sociálním výborem jednomyslně přijímá směrnice o sblížení právních a správních předpisů členských států, které mají přímý vliv na vytváření nebo fungování společného trhu“.

V článku autoři uvažují kompenzaci v podobě zvyšování daňového zatížení nemobilních faktorů, práce.⁴

Fakt, že některé země aplikující vyšší sazby daně nabízí kvalitnější pracovní sílu a stabilní podnikatelské prostředí ostře kontrastuje s obavami vlád z přelévání ekonomických aktivit do zemí s nižšími sazbami daně. Nově vstupující země využívají nižších sazeb daně aby se etablovaly na vnitřním rozvinutém trhu Evropské unie. Porušení této rovnováhy v důsledku znamená zastavení procesu reálné konvergence nově přistupujících členských států, která je žádoucí a současně jedním z důležitých kritérií hodnocení úspěšnosti členství v EU.

Cílem článku je ověřit hypotézu, zda současná daňová soutěž v oblasti korporativního zdaňování v Evropské unii vede k přesunu daňového břemene z kapitálu (zisky firem) na práci (příjmy domácností).⁵ Empirická analýza testuje hypotézu, zda existuje negativní závislost mezi časovou řadou výnosu z výběru daně z příjmu korporací a časovou řadou výnosu z výběru daně z příjmu fyzických osob a domácností ve vybraných státech Evropské unie.⁶

V úvodní části článku jsou uvedena teoretická východiska zabývající se současnou situací v oblasti přímého zdanění, který v členských zemích Evropských společenství panuje. Empirická data⁷ byla použita v kointegrační analýze při testování existence negativní závislosti mezi časovými řadami.

Článek problematiku daňové soutěže nehodnotí pouze z negativního pohledu. Pozitivní přínosy daňové soutěže v oblasti fiskální (daňová politika státu představuje důležitý fiskální nástroj národních vlád (viz např. König – Lacina, 2004), jehož prostřednictvím se mohou státy v relativně krátkodobém horizontu vyrovnat s výkyvy v hospodářském cyklu) zmiňuje diskuse s důrazem na vliv daňové soutěže na ekonomický růst.

2 Teoretická východiska

Jak uvádí Kubátová (1998), konkurence je obecně považována za faktor, který zvyšuje tržní efektivnost, neboť umožňuje efektivní alokaci zdrojů. V případě daňové konkurence tomu tak ale není. V situaci, kdy se jedná o tržní selhání, konkurence není schopna tuto alokaci zajistit. V případě daní hovoříme o tržním selhání, neboť daňový poplatník za zaplacenou daň neobdrží ekvivalentní hodnotu, a tudíž není pro něj zajímavé platit daň v zemi, kde využívá veřejných služeb. Daňová soutěž by tedy vedla k restrikci veřejného sektoru. V extrémním případě by mohla vést až k úplnému odstranění daně.

Dle Edwards a de Rugy (2002) je daňová soutěž škodlivá, neboť snižuje daňové základy jiných zemí a deformuje efektivní alokaci kapitálu a služeb. Snižování daní tedy zvyšuje relativní konkurenceschopnost státu. Důsledkem je pak příliv zboží, kapitálu a kvalifikované pracovní síly do státu s nízkými daňovými sazbami. Negativním efektem je nejen snížení příjmů státních rozpočtů ale zprostředkovaně i ekonomického růstu ostatních států.

⁴ Problematika mobility práce v Evropských společenstvích jako ekonomicky nevýznamného přízpůsobovacího mechanismu - srov. Puhani (1999).

⁵ Autoři považují přesun daňového břemene u těchto daní za nejcitlivější problém harmonizace daňových soustav. Ostatními typy daní se autoři budou zabývat v dalších výzkumech.

⁶ Lucembursko, Belgie, Holandsko, Itálie, Francie, Německo, Řecko, Španělsko, Irsko, Rakousko, Finsko, Portugalsko a ČR.

⁷ Zdroj dat: OECD (2004).

Randzio-Plath (2004), zdůrazňuje, že určitý stupeň daňové harmonizace, zejména v oblasti korporativního zdanění je potřeba, neboť neexistence jednotné úpravy neumožňuje společnostem v Evropských společenstvích plně těžit z výhod, které jednotný trh poskytuje⁸.

Zodrow (2003) se domnívá, že daňová soutěž může vést k neefektivnímu poskytování veřejných služeb. A jak dále uvádí Sinn (1990), neefektivnost spočívá zejména v rozsahu redistribučních programů. Proto je daňová soutěž vnímána jako škodlivá zejména skupinami, které zdůrazňují úlohu redistribučních programů. Autor nicméně podotýká, že lze nalézt i kladnou stránku daňové soutěže – zabraňuje nadměrné expanzi ve veřejném sektoru.

Jak uvádí Grau a Herrera (2003), daňovou soutěž nelze považovat za soutěž v plném slova smyslu. Z tohoto důvodu nelze hledat paralely mezi tržní konkurencí a daňovou soutěží. Zatímco v tržní konkurenci vládne zákon nabídky a poptávky, daňová konkurence je hrou politických a ekonomických zájmů. V této hře prohrávají nemobilní faktory (pracovní síly) a vyhrávají vlastníci kapitálu (mobilních faktorů). V případě, že daňová soutěž vede k nižším výnosům daně z kapitálu, je tento pokles kompenzován vyšším zdaněním mezd.

Tykvová (1998) zdůrazňuje, že sblížení daňových systémů na základě daňové konkurence (nejedná se tedy o sblížení na principu harmonizace) vede k nadbytečnému zdaňování nemobilních faktorů (práce) a k nedostatečnému zdaňování mobilních faktorů (služby a kapitál). Dále dle autorky daňová soutěž způsobuje nevhodnou strukturu vládních výdajů, neboť vláda poskytuje nejrůznější pobídky, subvence a podpory, s cílem přilákat kapitál.

V současné době v členských zemích Evropských společenství neexistuje jednotná obecná úprava daně z příjmů korporací⁹ ani daně z osobních příjmů. Daňová soutěž jako taková, je uvedenými autory považována za prospěšnou, neboť vytváří tlak na snižování vládních výdajů. Z pohledu Evropských společenství jako celku by tedy mohla zvyšovat jejich celkovou konkurenceschopnost. Na druhé straně však může neomezená a neřízená daňová konkurence v oblasti mobilních faktorů ohrožovat daňové příjmy jednotlivých členských států a tím ohrozit redistribuční roli veřejných financí.

Přesto, že v oblasti korporativního zdaňování probíhá daňová soutěž, ve vývoji systémů zdaňování korporací v 80. a 90. letech minulého století lze nalézt společné rysy – snahu o snižování daní.

⁸ Společnosti tak nemohou zvyšovat svou konkurenceschopnost.

⁹ Jednotně jsou upraveny pouze speciální oblasti, týkající se zejména přeshraničních aktivit společností - jako např. jednotný systém zdaňování fúzí, jednotný systém zdaňování výplat zisků mezi dceřinými a mateřskými společnostmi, atd.

Tab. 1: Daně z příjmu korporací v % z celkového zdanění

Stát	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Belgie	5,4	6,0	6,3	7,4	7,1	7,1	6,9	6,7	6,4
Dánsko	6,3	6,8	7,1	7,1	8,0	6,2	6,4	6,0	5,7
Německo	5,2	5,9	6,3	6,5	6,8	7,1	4,3	4,2	4,7
Řecko	8,0	6,8	7,5	8,6	9,5	12,0	10,1	10,0	9,1
Španělsko	5,8	6,1	8,1	7,7	8,7	9,2	8,6	9,6	9,3
Francie	4,1	4,5	5,0	5,2	5,9	6,3	7,0	6,0	5,0
Irsko	8,3	9,3	9,8	10,5	12,0	11,8	11,9	13,0	12,8
Itálie	7,0	7,9	8,5	6,7	7,6	6,9	8,5	7,6	8,6
Lucembursko	17,7	18,2	19,1	19,5	17,5	17,8	18,4	20,5	19,1
Nizozemí	8,1	10,1	11,3	11,3	10,9	10,7	10,9	9,4	8,1
Rakousko	3,8	4,9	4,8	5,1	4,3	4,9	7,1	5,4	5,1
Portugalsko	7,4	8,4	9,6	9,5	10,7	11,3	10,0	9,9	8,7
Finsko	5,0	6,0	7,5	9,4	9,4	12,5	9,4	9,3	7,7
Švédsko	5,4	5,0	5,5	5,0	5,8	7,2	5,2	4,2	4,7
Velká Británie	7,6	9,0	10,8	10,4	9,1	9,0	8,8	7,6	7,6
Česká republika	12,7	9,7	11,0	10,1	11,2	10,3	12,0	12,4	12,8

Zdroj: European Communities (2006): *Structures of the Taxation Systems in the European Union 1995-2004*. Luxembourg, Office for Official Publications of the European Communities, 2006.

Z výše uvedené tabulky je zřejmé, že na konci devadesátých let podíl daní z příjmů korporací na celkovém zdanění rostl. Od roku 2000 je pak patrná snaha o snižování podílu daní z příjmů korporací na celkovém zdanění (ojedinělým případem je Lucembursko a Irsko, zde vidíme naopak nárůst podílu daně z příjmů korporací). Zvláštním případem je Německo, kde v roce 2001 došlo k výraznému poklesu podílu daně z příjmu korporací což bylo způsobeno přijetím daňové reformy v roce 2000. Tato reforma výrazně snižovala daňové zatížení fyzických osob i korporací a naopak zvýšila podíl nepřímých daní na celkovém zdanění (neboť v roce 1999 byla provedena reforma ekologických daní). Česká republika ve srovnání se starými členskými státy EU vykazuje třetí nejvyšší podíl daně z příjmů korporací na celkovém zdanění.

Mezi důvody vedoucí ke změnám ve struktuře zdaňování patří např. vývoj informačních technologií, změny ve firemních strategiích a zejména růst počtu a významu nadnárodních společností využívajících liberalizace kapitálových trhů.

Domníváme se, že kromě výše uvedených faktorů, které vedly ke strukturálním změnám v daňových systémech, existuje ještě jeden velmi podstatný faktor. Tím je samotná daňová soutěž panující mezi členskými státy. Jednotlivé státy mezi sebou soutěží o mobilní faktory a jsou nuceny v rámci konkurence snižovat daňové zatížení těchto faktorů. Snižování je kompenzováno růstem zdanění práce. Tento stav pak vede k přesunům kapitálu do zemí s nižším daňovým zatížením, což je považováno za negativní efekt daňové soutěže, neboť ekonomické subjekty se snaží platit daně v daňové jurisdikci s nízkými sazbami daně a využívat veřejných služeb v daňové jurisdikci s vysokými sazbami daně, což vede paradoxně nakonec ke zhoršení situace všech zemí.

Empirická studie Rudingova výboru z roku 1992 a dále komplexní studie Evropské komise z oblasti korporativního zdaňování z roku 2001¹⁰ se zabývaly závislostí mezi mírou zdanění a přesuny společností do zemí s příznivými daňovými podmínkami, a dále možnými harmonizačními modely v oblasti daně z příjmu korporací. Obě prokázaly, že ačkoliv míra zdanění představuje pouze jeden z determinantů rozhodování o umístování investic, jejich citlivost na rozdíly v sazbě korporativní daně má vzrůstající tendenci¹¹.

Dalším důvodem pro chápání daňové konkurence jako škodlivého faktoru je existence externalit. Daňový systém země působí i na příjmy jiných států a jejich obyvatel. Silné a velké státy mohou použít svůj vliv k ovlivňování světových cen a vylepšení vlastních směnných relací, nebo stát může zvolit takovou daňovou soustavu, aby chránila domácí průmysl (tím, že se na nerezidenty podnikající na území daného státu ve formě stálé provozovny nevztahují stejné daňové podmínky jako na rezidenty¹²).

Otázka daňové soutěže a harmonizace není pouze předmětem zájmu Evropské komise, jedná se o celosvětový problém, který řeší i OECD. Tato organizace v roce 1998 vypracovala zprávu (viz OECD, 1998), která se zabývá problémem daňové konkurence. Studie identifikuje faktory, které jsou typické pro tzv. škodlivé preferenční daňové režimy¹³ a daňové ráje. Škodlivé preferenční daňové režimy členských zemí OECD mohou být identifikovány dle velmi nízké, či dokonce nulové efektivní sazby daně¹⁴. Dalším identifikačním znakem škodlivého preferenčního daňového režimu je „ring fencing“ – jedná se o situaci, kdy je preferenční daňový režim striktně oddělen od domácího trhu. Domácí země před tímto režimem chrání svou ekonomiku (jedná se např. o situaci, kdy režim explicitně, či implicitně vyjímá rezidenty z možnosti poskytování výhod, nebo je např. zakázáno působit na domácím trhu společností, které požívají daňových výhod). Nedostatek transparentnosti daňového systému a efektivní výměny informací (zejména o poplatnících, kteří požívají výhod) patří mezi další velmi významné indikátory škodlivých preferenčních daňových režimů.

OECD proto navrhuje opatření, jež by měly pomoci odstranit ustanovení, která vedou k škodlivé daňové soutěži. Z těchto opatření vychází i Evropská komise.

Z výše uvedené analýzy odborné literatury lze učinit následující dílčí závěry: mezi hlavní negativní stránky daňové soutěže patří skutečnost, že vede k přesouvání daňového břemene z kapitálu na práci, a má za následek nevhodnou strukturu vládních výdajů¹⁵. Následkem daňové soutěže může také být tzv. ožebračování států v situaci, kdy společnosti platí daně v jurisdikci s nízkým daňovým zatížením a využívají veřejných služeb v jurisdikci s vysokým daňovým zatížením. V neposlední řadě daňová soutěž může velmi výrazně deformovat toky nejen finančních, ale i reálných investic.

¹⁰ European Communities (2001).

¹¹ O tom, který z determinantů má pro projekt větší váhu samozřejmě záleží na charakteru dané investice.

¹² V současné době je tato forma diskriminace nerezidentů na úkor rezidentů nejčastějším předmětem žalob a soudních případů u Evropského soudního dvora (ESD). Význam rozsudků ESD v této oblasti neustále roste. V podstatě se jedná o tzv. negativní harmonizaci daňových systémů – prostřednictvím těchto rozsudků jsou odstraňovány ustanovení národních daňových systémů, které jsou v rozporu se základními svobodami garantovanými v rámci Evropských společenství.

¹³ Režimy, které potenciálně mohou způsobovat škodlivou daňovou soutěž.

¹⁴ Efektivní sazba daně je odlišná od nominální sazby. Jedná se o sazbu daně, které daňový poplatník skutečně čelí, zahrnuje v sobě všechny odlišnosti jednotlivých daňových systémů, je tedy srovnatelnou veličinou.

¹⁵ Státy poskytují pobídky pro zahraniční investory na místo investic do veřejných služeb (např. daňové prázdniny – ušlý výnos z výběru daně mohl být užít k financování rozvoje infrastruktury).

3 Metodika statistické analýzy

Hlavní myšlenka analýzy přesunu daňového břemene z kapitálu na práci je založena na vzájemné negativní závislosti dvou časových řad a nutnosti nahrazení příjmů z výběru daní z kapitálu za příjem z výběru daní z práce s cílem zachování vyrovnanosti rozpočtu. Empirická analýza byla postavena na výběru daně z osobních příjmů fyzických osob, domácností a na výběru daně z příjmů korporací za kalendářní rok vyjádřených podílem ku HDP v členských zemích Hospodářské a měnové unie a v České republice (OECD, 2004).

Výběr daně zahrnuje čistý příjem z daní po odpočtu úlev na dani. Dle metodiky OECD byla zahrnuta kategorie 1000, tedy výběr daně z osobních příjmů fyzických osob a domácností skládající se z veškerých příjmů a zisků, kapitálových výnosů a příjmů z loterií a sázek. Systémy sociálního zabezpečení jsou z této kategorie a tedy i empirické analýzy vyjmuty.

Častým jevem vyskytujícím se v oblasti ekonomických časových řad je jejich nestacionarita. Zvolený datový soubor – časová řada – často vykazuje zřetelný trend. Proto se z dat pro následnou ekonometrickou analýzu trend eliminuje. Správně zvolená eliminace trendu z nestacionárních časových řad přitom hraje významnou úlohu. Jeli totiž diferencně stacionární proměnná očištěna od trendu zahrnutím proměnné čas do regrese, resp. trendově stacionární časová řada původních pozorování nahrazena odpovídajícími diferencemi, vzniká v obou případech zdánlivá autokorelace, jak uvádí Hušek (1999).

Formulace hypotézy o přesunu daňového břemene je pro potřeby kointegrační analýzy upravena na hypotézu o vzájemné závislosti časových řad a definována s cílem jejího zamítnutí negativně (H_0) na 5% hladině významnosti. Proti základní hypotéze je postavena hypotéza alternativní (H_1):

H_0 : daňová soutěž nevede k přesunu daňového břemene z korporací na fyzické osoby, časové řady jsou nezávislé;

H_1 : daňová soutěž vede k přesunu daňového břemene z korporací na fyzické osoby, časové řady jsou negativně závislé.

Aby bylo možné ověřit výše uvedenou hypotézu, je nutné nejprve prověřit, zda danou časovou řadu lze považovat za stacionární či nikoliv. Za tímto účelem je využit Dickey-Fullerův test, resp. rozšířený Dickey-Fullerův test (Bierens, 1999). V případě nestacionarity časových řad je provedena transformace na stacionární časové řady (integrované příslušného řádu) a je hledána vhodná kombinace dvou integrovaných proměnných. Následně je proveden test kointegrace, který ověřuje, zda existuje dlouhodobý vztah mezi trendy dvou časových řad, resp. jde-li o zdánlivou či skutečnou regresní závislost mezi těmito proměnnými.

Stacionarita je definovaná jako stacionární stochastický proces s konstantní střední hodnotou, rozptylem a kovariační strukturou nezávislou na čase¹⁶:

¹⁶ Stacionární časová řada je v tomto článku chápána jako „slabá“, kovariančně stacionární časová řada. (Arlt, 1999).

$$\begin{aligned}
 E(Y_t) &= \mu \\
 \text{var}(Y_t) &= E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 . \\
 \gamma_k &= E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Hypotézu zda analyzovaná časová řada obsahuje zdánlivé, klamné závislosti ověřuje Dickey-Fullerův test (Bierens, 1999), založený na testování hypotézy o existenci jednotkových kořenů¹⁷ (ρ):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t , \tag{2}$$

kde u_t reprezentuje gaussovský bílý šum. Dickey-Fuller test o existenci jednotkového kořenu je použit v následujících třech formách, kde $\delta = (\rho - 1)$:

$$\begin{aligned}
 \Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \\
 \Delta Y_t &= \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \\
 \Delta Y_t &= \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

O existenci jednotkového kořene časové řady je rozhodnuto dle následujících hypotéz

H_0 : $\delta = 0$, pro nestacionaritu, jestliže $t_\delta > \tau$,

H_1 : $\delta < 0$, pro stacionaritu, jestliže $t_\delta < \tau$,

kde τ je kritická hodnota, jak uvádí Seddighi (2000), Lawler (2000) a Katos (2000). Dle Hušek (1999) má testová statistika tvar

$$\tau = \frac{r-1}{s_r} ,$$

kde r = odhad parametru ρ MNČ,
 s_r = odhadnutá standardní chyba r .

Pro případ, kdy je u_t autokorelovaný, je použit rozšířený Dickey-Fuller test. Ten byl původně rozpracován pro autokorelované náhodné složky typu AR(r) procesu, když r je známé. Aplikace na modifikovanou verzi modelu (3) je ve tvaru

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t . \tag{4}$$

Platí-li, že první diference ΔY_t jsou stacionární, lze říci, že časová řada $Y_t \sim I(1)$ je integrovaná řádu 1, neboli Y_t má jednotkový kořen.

Předmětem zájmu je nyní zkoumání statistických vlastností dvou integrovaných proměnných. Výchozím je lineární regresní model ve tvaru

¹⁷ Zamítnutím H_0 zamítáme s 90% pravděpodobností možnost existence jednotkového kořene a přijímáme hypotézu o stacionaritě časové řady.

$$Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T. \quad (5)$$

Předpokládejme, že obě proměnné jsou integrované stejného řádu. Pak, jak uvádí Arlt (1999), je zřejmé, že v případě vektoru procesů, které jsou integrované rozdílného řádu, musí existovat více než jeden proces vyššího řádu, aby mohlo dojít k dílčí kointegraci, tedy k lineární kombinaci se stejným řádem integrace jako mají ostatní procesy.

Dle Seddighi (2000), Lawler (2000) a Katos (2000) jsou-li obě proměnné Y_t a X_t integrované např. prvního řádu, pak v případě existence nenulového parametru β , pro který jejich lineární kombinace

$$\varepsilon_t = Y_t - \beta X_t. \quad (6)$$

je $I(0)$ neboli stacionární, nazýváme Y_t a X_t kointegrovanými proměnnými. Tedy obecně dvě časové řady Y_t a X_t nazýváme kointegrovanými řádu (d, b) , kde $d \geq b \geq 0$, jestliže obě časové řady jsou integrované řádu (d) a jestliže existuje lineární kombinace těchto dvou časových řad, $a_1 Y_t + a_2 X_t$, která je integrovaná řádu $(d-b)$.

Jde-li o kointegrované časové řady, potom lze pomocí lineárně regresního modelu (dále jen LRM) rozlišit dlouhodobou závislost Y_t a X_t od krátkodobé dynamiky. Nejsou-li proměnné Y_t a X_t v modelu (5) kointegrované, takže i náhodná složka e_t je nestacionární, tj. $e_t \sim I(1)$, mohou se proměnné od sebe v čase stále více odklánět. Důsledkem toho by byla odhadnuta zdánlivá regrese.

Pomocí vhodných testů lze nyní rozhodnout, zda rezidua ve vztahu (6) lze považovat za stacionární či nikoliv. Nejčastěji používané testy založené na testování jednotkových kořenů odvodili Engle a Granger (1987). Vyšli ze skutečnosti, že v případě kointegrovaných proměnných Y_t a X_t je náhodná složka $e_t \sim I(0)$. Navrhli proto testovat nulovou hypotézu

$H_0: \delta = 0$, pro nestacionaritu e_t neboli pro ne-kointegraci (zdánlivá regrese), jestliže $t_\delta > \tau$

$H_1: \delta < 0$, pro stacionaritu e_t neboli pro kointegraci (skutečná regrese, tj. existence dlouhodobého vztahu), jestliže $t_\delta < \tau$,

kde τ je odpovídající kritická hodnota, na základě testu jednotkového kořenu, aplikovaného na e_t , jak uvádí Seddighi (2000), Lawler (2000) a Katos (2000). Engle-Grangerův test kointegrace (dále jen EG test) spočívá v odhadu LRM ve tvaru (6) a v následné aplikaci Dickey – Fullerova τ testu založeného na odhadnuté regresi

$$\Delta e_t = \delta e_{t-1} + u_t. \quad (7)$$

Při výskytu autokorelace náhodných složek či reziduí je na místě aplikovat rozšířený EG test kointegrace, který je založený na t statistice parametru δ , avšak na rozšířené regresi (7), obsahující navíc dostatečně zpožděné hodnoty Δe_{t-j} ve tvaru

$$\Delta e_t = \delta e_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta e_{t-j} + u_t. \quad (8)$$

Dle Seddighi (2000), Lawler (2000) a Katos (2000) se pomocí Dickey – Fullerovy statistiky t testují jednotkové kořeny ve spočtených reziduích e_t kointegrační regrese. Vybrané kritické hodnoty publikovali Engle a Granger (1987), Philips a Ouliaris (1990).

4 Výsledky kointegrační analýzy

Na základě metodiky popsané v kapitole „Metodika statistického zpracování“ byla na 5% hladině významnosti testována závislost pomocí kointegrace na souboru dat X – daň z příjmu domácností, Y – daň z příjmu korporací u států Lucembursko, Belgie, Nizozemí, Itálie, Francie, Německo, Řecko, Španělsko, Irsko, Rakousko, Finsko, Portugalsko a ČR.

Nejprve byl proveden test stacionarity na původních datech (Tab. 2). Z výsledků vyplývá, že na uvedené hladině významnosti v případě států Finsko, Portugalsko a ČR nastává tzv. nevybalancovaná regrese, a tudíž nemá smysl dále testovat kointegraci.

Tab. 2: Výsledky testu stacionarity pro data X, Y.

STACIONARITA na 5 %					
stát	data X	p	data Y	p	data X, Y
Lucembursko	NE	1	NE	1	nestacionarita
Belgie	NE	1	NE	1	nestacionarita
Nizozemí	NE	1	NE	1	nestacionarita
Itálie	NE	1	NE	2	nestacionarita
Francie	NE	1	NE	1	nestacionarita
Německo	NE	1	NE	2	nestacionarita
Řecko	NE	1	NE	1	nestacionarita
Španělsko	NE	1	NE	1	nestacionarita
Irsko	NE	1	NE	1	nestacionarita
Rakousko	NE	1	NE	2	nestacionarita
Finsko	ANO	1	NE	1	nevybalancovaná regrese
Portugalsko	ANO	1	NE	1	nevybalancovaná regrese
ČR	ANO	1	NE	1	nevybalancovaná regrese

Zdroj: vlastní výpočet, software Easy Regression International

U států, ve kterých byla shodně prokázána nestacionarita dat X, Y byl proveden dále test stacionarity prvních diferencí hodnot X a Y (Tab. 3). I zde se vyskytly státy – Belgie, Rakousko, v jejichž případě jsme testováním došli k závěru, že nastává tzv. nevybalancovaná regrese. Zbývající státy byly rozděleny do dvou skupin. První skupinu tvořily státy, u kterých se prokázalo, že první diference dat X, Y jsou stacionární. U těchto států byl proveden test kointegrace a posuzována tak vzájemná závislost dat X, Y. Druhou skupinu tvořily státy, v jejichž případě první diference dat X, Y shodně vykazovaly nestacionaritu.

Tab. 3: Výsledky testu stacionarity pro první diference dat X, Y.

STACIONARITA na 5 %					
stát	1.diference X	p	1.diference Y	p	1. diference dat X, Y
Lucembursko	ANO	1	ANO	3	stacionarita
Belgie	NE	2	ANO	1	nevybalancovaná regrese
Nizozemí	ANO	1	ANO	2	stacionarita
Itálie	NE	2	NE	4	nestacionarita
Francie	ANO	1	ANO	1,2,9	stacionarita
Německo	ANO	2	ANO	4	stacionarita
Řecko	ANO	2	ANO	1	stacionarita
Španělsko	NE	3	NE	1	nestacionarita
Irsko	NE	5	NE	5	nestacionarita
Rakousko	ANO	1	NE	4	nevybalancovaná regrese
Finsko					
Portugalsko					
ČR					

Zdroj: vlastní výpočet, software Easy Regression International

Při posuzování stacionarity druhých diferencí dat X, Y bylo zjištěno, že v případě Španělska a Itálie nastává tzv. nevybalancovaná regrese, Irsko vykazovalo stacionaritu (Tab. 4).

Tab. 4: Výsledky testu stacionarity pro druhé diference dat X, Y.

STACIONARITA na 5 %					
stát	2.diference X	p	2.diference Y	p	1. diference dat X, Y
Itálie	ANO	3	NE	6	nevybalancovaná regrese
Španělsko	NE	5	ANO	2	nevybalancovaná regrese
Irsko	ANO	6	ANO	5	stacionarita

Zdroj: vlastní výpočet, software Easy Regression International

U dat X, Y, která současně vykazovala stacionaritu, ať již prvních nebo druhých diferencí, byla v další fázi testována kointegrace. Výsledky testu kointegrace jsou uvedeny v Tab. 5. Lze si povšimnout, že pro Lucembursko, Německo, Řecko a Irsko vykazují data tzv. zdánlivou regresi, tj. zdánlivou závislost daně z příjmu korporací na dani z příjmu obyvatel. V případě Nizozemí a Francie byla testem prokázána skutečná závislost uvedených pozorovaných veličin.

Tab. 5: Výsledky testu kointegrace.

KOINTEGRACE na 5 %					
stát	data X, Y	1.diference X,Y	kointegrace	p	
Lucembursko	stacionarita		NE	1	zdánlivá regrese
Belgie	nevybalancovaná regrese				
Nizozemí	stacionarita		ANO	1	skutečná regrese
Itálie	nestacionarita	nevybalancovaná regrese			
Francie	stacionarita		ANO	1	skutečná regrese
Německo	stacionarita		NE	2	zdánlivá regrese
Řecko	stacionarita		NE	1	zdánlivá regrese
Španělsko	nestacionarita	nevybalancovaná regrese			
Irsko	nestacionarita	stacionarita	NE	1	zdánlivá regrese
Rakousko	nevybalancovaná regrese				
Finsko	nevybalancovaná regrese				
Portugalsko	nevybalancovaná regrese				
ČR	nevybalancovaná regrese				

Zdroj: vlastní výpočet, software Easy Regression International

U států, které vykazovaly tzv. nevybalancovanou regresi, byly pro úplnost provedeny zmíněné testy i na 10% hladině významnosti. Při testování stacionarity dat X, Y (Tab. 6) se u Finska opět potvrdila nevybalancovaná regrese dat, zatímco v případě Portugalska a ČR test potvrdil přímo stacionaritu dat. Poznamenejme, že rozsah souboru dat Portugalska (13 hodnot) a ČR (11 hodnot) byl ve srovnání s ostatními státy (38 hodnot) výrazně menší.

Tab. 6: Výsledky testu stacionarity pro data X, Y.

STACIONARITA na 10 %					
stát	data X	p	data Y	p	data X, Y
Finsko	ANO	3	NE	1	nevybalancovaná regrese
Portugalsko	ANO	1	ANO	1	stacionarita
ČR	ANO	1	ANO	1	stacionarita

Zdroj: vlastní výpočet, software Easy Regression International

Při testování stacionarity 1. diference dat X, Y u Belgie a Rakouska byla opět potvrzena nevybalancovaná regrese (Tab. 7).

Tab. 7: Výsledky testu stacionarity pro 1. difference dat X, Y.

STACIONARITA na 10 %					
stát	1.diference X	p	1.diference Y	p	1. difference dat X, Y
Belgie	NE	2	ANO	1	nevybalancovaná regrese
Rakousko	ANO	1	NE	4	nevybalancovaná regrese

Zdroj: vlastní výpočet, software Easy Regression International

Při testování stacionarity 2. difference dat X, Y u Španělska byla potvrzena stacionarita (Tab. 8), u Itálie nevybalancovaná regrese.

Tab. 8: Výsledky testu stacionarity pro 2. difference dat X, Y.

STACIONARITA na 10%					
stát	2.diference X	p	2.diference Y	p	2. difference dat X, Y
Španělsko	ANO	5	ANO	6	stacionarita
Itálie	ANO	3	NE	6	nevybalancovaná regrese

Zdroj: vlastní výpočet, software Easy Regression International

Na základě výše uvedených výsledků (tab. 5,6,7) byl znovu proveden na hladině významnosti 10% test kointegrace, který prokázal skutečnou regresi v případě Španělska a zdánlivou regresi v případě Portugalska a ČR.

Tab. 9: Výsledky testu kointegrace.

KOINTEGRACE na 10 %						
stát	data X, Y	1.diference X,Y na 5 %	2.diference X,Y na 10 %	kointegrace na 10 %	p	
Španělsko	nestacionarita	nestacionarita	stacionarita	ANO	1	skutečná regrese
Portugalsko	stacionarita			NE	1	zdánlivá regrese
ČR	stacionarita			NE	1	zdánlivá regrese

Zdroj: vlastní výpočet, software Easy Regression International

Tab. 10 uvádí souhrn regresních vztahů použitých při kointegraci. Cílem empirické analýzy je zamítnout či přijmout hypotézu o závislosti časových řad. Přesun daňového břemene z korporací na fyzické osoby a domácnosti ale koresponduje pouze se statisticky významnými negativními závislostmi dat X, Y.

Tab. 10: Regresní vztahy

stát	pro data X, Y	pro 1. diference dat X, Y	
Lucembursko	$2,687 + 0,410 \cdot x$		zdánlivá regrese
Belgie	nevybalancovaná regrese		nevybalancovaná regrese
Nizozemí	$5,312 - 0,234 \cdot x$		skutečná regrese
Itálie	nevybalancovaná regrese		nevybalancovaná regrese
Francie	$0,966 + 0,245 \cdot x$		skutečná regrese
Německo	$1,667 + 0,013 \cdot x$		zdánlivá regrese
Řecko	$1,206 + 0,769 \cdot x$		zdánlivá regrese
Španělsko		$0,0325 + 0,094 \cdot x$	skutečná regrese
Irsko		$0,048 - 0,06 \cdot x$	zdánlivá regrese
Rakousko	nevybalancovaná regrese		nevybalancovaná regrese
Finsko	nevybalancovaná regrese		nevybalancovaná regrese
Portugalsko	$-0,464 + 0,578 \cdot x$		zdánlivá regrese
ČR	$15,236 - 2,185 \cdot x$		zdánlivá regrese

5 Diskuse

Předpokládejme, že existuje analogie mezi daňovou soutěží mezi jednotlivými státy a konkurencí na trhu produktů a služeb¹⁸. Pokud vede tržní konkurence k vyšší efektivnosti a uspokojení poptávky, musí daňová soutěž vést k vyšší rozpočtové efektivnosti a uspokojení voličů. Výsledkem daňové soutěže v oblasti korporativního zdaňování v členských zemích Evropského společenství je skutečnost, že míra zdanění v jednotlivých jurisdikcích odráží zejména mezinárodní aspekty zdanění a z části také preference jednotlivých států¹⁹. Tento předpoklad potvrdila statistická analýza, která ve většině případů nepotvrdila přesun daňového břemene z korporací na fyzické osoby. Tyto závěry jsou konzistentní s tvrzením následujících autorů.

Hameakers (1993) upozorňuje, že daňová soutěž (konkurence) ve své podstatě sama vede k tzv. spontánnímu harmonizačnímu efektu – tedy ke spontánnímu sblížení sazeb, a není proto nutné se o to snažit uměle pomocí harmonizačních opatření.

Jak uvádí Smith (1999), tvrzení o nutnosti harmonizace ať již z důvodu existence jednotného trhu nebo začlenění hospodářské a měnové unie je mylné. Výše uvedené tvrzení autor dokládá příkladem USA, kde panují značné rozdíly ve zdanění, ačkoliv jde o zemi s podstatně vyšším stupněm ekonomické a politické integrace, než jaký panuje v Evropské

¹⁸ Srov. Rahn – de Rugy (2003).

¹⁹ Srov. Tab. 1 – podíl daně z příjmu korporací na celkovém zdanění se v jednotlivých členských zemích Evropských společenství pohybuje od 3% do 12%. Případné sjednocení daňové sazby by v zemích s vysokým podílem daně z příjmu korporací na celkovém zdanění mohlo způsobit výrazný pokles v příjmech státního rozpočtu, který by musel být (za předpokladu zachování stejného objemu příjmů státního rozpočtu) kompenzován zvýšením jiného typu daně.

unii. Obavy z přelévání ekonomických aktivit do zemí s nižšími sazbami daně dle autora nejsou opodstatněné. V Evropské unii aplikují některé země vyšší sazby daně, ale nabízejí kvalitní pracovní sílu a stabilní podnikatelské prostředí. Naopak země s nižšími sazbami daně se snaží na jednotném trhu Evropské unie etablovat. Autor uvádí, že pokud tento proces bude zastaven harmonizací, bude Evropská unie „méně sblížená, než předtím“.

Mitchel (2001) upozorňuje, že daňová soutěž generuje zodpovědnou daňovou politiku. Nižší daňové zatížení podnikatelských subjektů vytváří prostředí příznivé pro vyšší ekonomický růst. Bez daňové soutěže se totiž vlády mohou chovat stejně jako monopol – uvalovat nadměrné daně²⁰.

Jak uvádí Mitchel (2002) daňová soutěž vždy vede k poklesu, nikoliv růstu daňových sazeb. Zvýšená mobilita kapitálu vede tomu, že poplatníci mohou velmi jednoduše přesouvat kapitál do jurisdikcí s nižšími daňovými sazbami. Z tohoto důvodu je daňová soutěž velmi významným faktorem přispívajícím k liberalizaci světové ekonomie, neboť vytváří tlak na snižování daní a snižování vládních výdajů²¹.

Janeba a Smart (2003) se domnívají, že daňová soutěž není škodlivá, neboť nezpůsobuje ztrátu příjmů státního rozpočtu. Snížení daně z příjmu korporací všeobecně vede k růstu daňového základu. V celkovém efektu tedy nedochází k poklesu příjmů státního rozpočtu a tudíž nedochází k přesouvání daňového břemene na jiné druhy daní (zvyšování sazeb jiných typů daní).

Mendoza a Tesar (2003) se zabývali zkoumáním kvantitativních efektů daňové soutěže v oblasti daní z kapitálu na základě vytvoření neoklasického růstového modelu dvou zemí. V modelu identifikovali tři základní externality spojené s existencí daňové soutěže – relativní ceny, rozdělení bohatství a fiskální solventnost. Model zahrnuje Velkou Británii a kontinentální Evropu s užitím empirických dat z 80. let 20. století, před integrací finančních trhů. Daňová soutěž nebyla spouštěcím mechanismem ke snižování daní kapitálu²² v případě, kdy v modelu byly užity k zachování fiskální solventnosti osobní důchodové daně. Zatímco v modelu Velká Británie snižuje daně z kapitálu, kontinentální Evropa zvyšuje jak osobní důchodovou daň, tak daň z kapitálu (což je v souladu s reálným vývojem). V případě, že k zachování fiskální solventnosti jsou zvyšovány spotřební daně, daňová soutěž skutečně způsobuje snižování daní z kapitálu. Nicméně i přes tento fakt model prokázal, že v obou zemích došlo ke zvýšení blahobytu (ve Velké Británii i v kontinentální Evropě). Výsledkem je zjištění, že zisky z koordinace či harmonizace jsou tak malé, že nejsou schopny převážit náklady s harmonizací spojené. Dle některých autorů tedy nelze považovat daňovou soutěž za nežádoucí.

Jak dále uvádí Mendoza (2003) a Tesar (2003), daňovou soutěž nelze považovat za škodlivou, neboť v případě, že jeden stát sníží daně za účelem zvýšit či maximalizovat

²⁰ Stejně tak jako v tržní struktuře monopolu jsou ceny vyšší než v dokonalé konkurenci, v případě daňové harmonizace s jednotnými daňovými sazbami jsou daňové sazby stanoveny výše, než při daňové konkurenci.

²¹ „[...] Jurisdikce s vysokými daněmi tak vytváří nadnárodní struktury jako OECD či EU a UN (Spojené národy), se snahou harmonizovat daňové systémy, neboť země s nízkými daněmi lákají investice a podnikatelské záměry. Lze tedy daňovou harmonizaci považovat za spravedlivou, když v jejím rámci stát ukrájí daleko větší díl z bohatství svých občanů, než při daňové soutěži?“, str. 1.

²² Což je v souladu s výsledkem naší korelační analýzy, kdy nebyla prokázána negativní závislost časových řad výnosu z výběru daně z příjmů korporací (daně ze zisku) a výnosu z výběru daně z příjmu fyzických osob a domácností (osobní důchodová daň).

ekonomický růst, ostatní státy jsou nuceny toto snížení následovat. Celkovým výsledkem tohoto mechanismu je ekonomický růst ve všech státech²³.

Naše závěry s těmito autory plně korespondují a lze konstatovat, že výsledky provedené statistické analýzy jsou s nimi plně konzistentní.

6 Závěr

Empirická analýza dokázala identifikovat vzájemnou závislost mezi výběrem daní domácností a korporací, tedy přesun daňového břemene na 5% hladině významnosti pouze u Francie a Nizozemí. V případě Lucemburska, Německa, Řecka a Irska můžeme s 95% pravděpodobností hovořit o zdánlivé regresi. V ostatních případech na 5% hladině významnosti byla hypotéza o vzájemné nezávislosti časových řad z důvodu nevybalancované regrese testována na 10% hladině významnosti. U Portugalska a České republiky byla identifikována zdánlivá regrese, u Španělska skutečná regrese potvrzující závislost. Belgie, Rakousko a Itálie i na 10% hladině významnosti vykazuje nevybalancovanou regresi.

Lze tedy říci, že závislost mezi výběrem daně z osobních příjmů fyzických osob, domácností a výběrem daně z příjmů korporací je možné identifikovat na 5% hladině významnosti pouze u Nizozemí, Francie a Španělska. Negativní závislost, tedy možný přesun daňového břemene z kapitálu na práci lze identifikovat na výše uvedených hladinách významnosti pouze u Nizozemí. Naproti tomu u 8 dalších zemí (Francie, Španělsko, Lucembursko, Německo, Řecko, Irsko, Česká republika a Portugalsko) byl tento efekt zamítnut. Případ Belgie, Rakouska a Itálie nelze řešit kointegrací.

V případě České republiky je nutné uvažovat zkreslení vyplývající z krátkých časových řad, pouze 11 pozorování, a z reálných podmínek transformačního a posttransformačního období let 1993 až 2003 (viz např. Žídek, 2006). Neexistenci závislosti mezi časovými řadami, tedy odmítnutí hypotézy o přesunu daňového břemene na 10% hladině významnosti nemůžeme proto z těchto důvodů považovat za stabilní tvrzení.

7 Resumé

Nejednotnost národních daňových systémů spojená se zvyšující se mobilitou kapitálu dala podnět k vytvoření daňové soutěže. Jednotlivé členské státy Evropské unie jsou tak pod tlakem snižování daňového zatížení korporací. Snížení výnosu z výběru daně z příjmů korporací je kompenzováno zvýšeným daňovým zatížením práce (fyzických osob a domácností). V příspěvku je testována hypotéza, zda existuje negativní závislost mezi časovou řadou výnosu z výběru daně z příjmu korporací a časovou řadou výnosu z výběru daně z příjmu fyzických osob a domácností v členských státech Hospodářské a měnové unie (HMU) a České republice. V rámci provedené kointegrační analýzy nebyla, až na jediné Nizozemí, prokázána u členských států HMU existence negativní závislosti časových řad na 5% hladině významnosti. Lze se tedy domnívat, že ve většině případů současná daňová soutěž panující v oblasti korporativního zdaňování v členských státech Evropské unie nevede k přesunu daňového břemene z korporací na fyzické osoby.

Rozdílnost daně z příjmu korporací v jednotlivých členských zemích odráží rozdílné ekonomické podmínky – země aplikující vyšší sazby daně nabízí kvalitnější pracovní sílu a

²³ Nižší daňové sazby vedou ke kapitálovému přílivu do země a k vyššímu ekonomickému růstu.

stabilní podnikatelské prostředí, nově vstupující země využívají nižších sazeb daně aby se etablovali na vnitřním rozvinutém trhu Evropské unie. Porušení této rovnováhy v důsledku znamená zastavení procesu reálné konvergence nově přistupujících členských států.

Literatura

- [1] Arlt, J. (1999): *Moderní metody modelování ekonomických časových řad.* Praha, Grada, 1999, s. 241-245.
- [2] Bierens, J. H. (1999): *Unit Roots.* In: Baltagi, B. (ed.): *A Companion in Theoretical Econometrics.* Oxford, Blackwell, 2001, s. 610-633.
- [3] Edwards, C. – de Rugy V. (2002): *International Tax Competition a 21st-Century Restraint on Government.* [on-line], Cato Policy Analysis, 2002, roč. 26, č. 431, s. 1-43, [cit. 31. 5. 2007], <<http://www.cato.org/pubs/pas/pa431.pdf>>.
- [4] European Communities (2001): *Company Taxation in the Internal Market,* [on-line], Brusel, Commission Staff Working Paper COM(2001) 582 final, 2001, [cit. 31. 5. 2007], <http://ec.europa.eu/taxation_customs/resources/documents/company_tax_study_en.pdf>.
- [5] Grau, A. – Herrera, P. M. (2003): *The link between tax coordination and tax harmonization: limits and alternatives.* EC Tax Review, 2003, roč. 12, č. 1, s. 28-36.
- [6] Hušek, R. (1999): *Ekonometrická analýza.* Praha, Ekopress, 1999.
- [7] Janeba, E. – Smart, M. (2003): *Is Targeted Tax Competition Less Harmful than its Remedies?* International Tax and Public Finance, 2003, roč. 10, č. 3, s. 259-280.
- [8] König, P. – Lacina, L. aj. (2004): *Rozpočet a politiky Evropské unie.* Praha, C. H. Beck, 2004.
- [9] Kubátová, K. (1998): *Harmonizace daní v Evropské unii.* Daně, 1998, roč. 6, č. 7-8, s. 2-7.
- [10] Mendoza, E. G. – Tesar, L. L. (2003): *A Quantitative Analysis of Tax Competition versus Tax Coordination under Perfect Capital Mobility.* National Bureau of Economic Research, Working Paper no. 9746, 2003.
- [11] OECD (1998): *Harmful Tax Competition – An Emerging Global Issue.* Paris, OECD, 1998.
- [12] OECD (2004): *Revenue Statistics Special Feature Accrual Reporting in Revenue Statistics 1965-2003.* Paris, OECD, 2004.
- [13] Puhani A. P. (1999): *Labour Mobility – An Adjustment Mechanism in Euroland?* Mannheim, Centre for European Economic Research, 1999.
- [14] Rahn, R. W. – de Rugy, V. (2003): *Threats to Financial Privacy and Tax Competition.* [on-line], Cato Policy Analysis, 2003, roč. 27, č. 491, s. 1-14, [cit. 31. 5. 2007], <<http://www.cato.org/pubs/pas/pa491.pdf>>.
- [15] Randzio-Plath, C. (2004): *Tax Coordination in the Enlarged European Union.* EC Tax Review, 2004, roč. 13, č. 4, s. 162-163.
- [16] Sinn, H. W. (1990): *Tax Harmonization and Tax Competition In Europe.* European Economic Review, 1990, roč. 34, č. 2-3, s. 489-504.

- [17] Smith, D. (1999): *Will Tax Harmonisation Harm Job Creation? The Economist*, 1999, roč. 351, č. 8120, s. 32.
- [18] Tykvová, T. (1998): Harmonizace daní. *Ekonom*, 1998, roč. 42, č. 44, příloha s. II-III.
- [19] Zodrow, G. R. (2003): *Tax Competition and Tax Coordination in the European Union*. *International Tax and Public Finance*, 2003, roč. 10, č. 6, s. 651-671.
- [20] Žídek, L. (2006): *Transformace*. Praha, C. H. Beck, 2006.

Daňová soutěž v Evropské měnové unii a její vliv na přesun daňového břemene

Danuše Nerudová – Svatopluk Kapounek – Jitka Pomněnková

ABSTRAKT

V příspěvku je testována hypotéza, zda existuje negativní závislost mezi časovou řadou výnosu z výběru daně z příjmu korporací a časovou řadou výnosu z výběru daně z příjmu fyzických osob a domácností v členských státech Hospodářské a měnové unie (HMU) a České republice. V rámci provedené kointegrační analýzy nebyla, až na jediné Nizozemí, prokázána u členských států HMU existence negativní závislosti časových řad na 5% hladině významnosti. Lze se tedy domnívat, že ve většině případů současná daňová soutěž panující v oblasti korporativního zdaňování v členských státech Evropské unie nevede k přesunu daňového břemene z korporací na fyzické osoby. Rozdílnost daně z příjmu korporací v jednotlivých členských zemích odráží rozdílné ekonomické podmínky – země aplikující vyšší sazby daně nabízí kvalitnější pracovní sílu a stabilní podnikatelské prostředí, nově vstupující země využívají nižších sazeb daně aby se etablovali na vnitřním rozvinutém trhu Evropské unie.

Klíčová slova: Daňová soutěž; Přesun daňového břemene; Evropská měnová unie; Daň z příjmu korporací; Daň z příjmu fyzických osob.

Tax Competition in the European Union and Its Influence on the Shift in the Tax Burden

ABSTRACT

The paper deals with the testing of the hypothesis, whether there is negative correlation between the time series of corporate income tax yield and personal income tax yield in the states of EMU and the Czech Republic. The correlation analysis has not proved the negative correlation (except Netherlands) on 5% level of importance. It can be assumed, that in most cases the present competition in the field of corporate income taxation in the EU does not lead to the shift in the tax burden from corporations on the individuals. The differences of corporate income taxation in individual member states reflect the different economic conditions – countries with higher tax rates offers more quality labor force and stable business environment, while the newly accessed countries use the lower tax rates for their establishment on the internal market of the European union.

Key words: Tax competition; Shift in the tax burden; European Monetary Union; Corporate Income Tax, Personal Income Tax.

JEL classification: H21, C22.