Náklady zastoupení v koncernu pohledem finančního trhu[#]

*Tomáš Buus**

Současná česká politická scéna nám názorně ukazuje, co jsou náklady zastoupení. V průzkumu (Šarmanová, 2011) se více než ¾ respondentů vyjádřily ve smyslu nedůvěry v českou politickou reprezentaci. Zdá se, že největším problémem jsou špičky, které mají hlavní rozhodovací pravomoc. Otázkou nicméně jsou náklady zastoupení na nižší korporátní úrovni. Zatímco ve vztahu akcionář-ředitel či volič-politik je vždy jeden insiderem a jeden outsiderem, v případě nadřízeného a podřízeného v téže společnosti (koncernové struktuře, ministerstvu) náklady zastoupení nemusejí být tak velké. Stěžejní otázkou, na niž se bude tento článek snažit odpovědět je, zda vzniká podstatná část nákladů zastoupení v nejvyšších patrech korporátní, resp. politické hierarchie anebo v patrech nižších.

Pro zodpovězení nastolené otázky využijeme empirického testu založeného na testování vztahu velikosti koncernu (z hlediska počtu koncernových podniků) a systematického rizika. Za vhodného reprezentanta složitosti korporátní struktury nepovažujeme velikost koncernu jako celku, protože tím bychom směřovali podniky, které jsou velké a řízeny z jednotného centra (zpravidla za použití stejného informačního systému) s velkými koncerny, které ale mají řadu autonomních podniků a jejich manažeři tak mohou být pod méně přísným dohledem (než by byli jako přímí podřízení). Domníváme se, že v případě řízení samostatných podniků mají manažeři více prostoru pro nadspotřebu (z důvodu méně důsledného dohledu, resp. větší vzdálenosti od svého „nadřízeného“) a mohou i do určité míry ovlivňovat účetní politiku. Alternativním vysvětlením vyšších agenturních nákladů, resp. vyššího rizika u složitějších koncernů může být ovšem také existence tzv. „empire building“, kdy vrcholoví manažeři budují nepřehlednou koncernovou strukturu, která jim samotným umožňuje vytvářet vyšší náklady zastoupení. Každopádně jsou závěry důležité z hlediska identifikace nástrojů, kterými agenti zvyšují náklady zastoupení na úkor principálů.

Zbytek tohoto článku je organizován následovně:

- model vlivu nákladů zastoupení na systematické riziko akcie,
- empirický test vztahu mezi počtem koncernových podniků a systematickým rizikem,
- analýza výsledků empirického testu uvedeného v předchozím bodě, s ohledem na možnou falešnou kauzalitu,
- empirický test vztahu mezi počtem koncernových podniků a výkonností koncernu,
- závěry a diskuse.

Model vlivu nákladů zastoupení na systematické riziko akcie

Vyvineme model vztahu nákladů zastoupení a systematického rizika vnímaného akcionáři podniku. Označme

[#] Článek je zpracován jako jeden z výstupů výzkumného projektu *Rozvoj finanční a účetní teorie a její aplikace v praxi z interdisciplinárního hlediska* s registračním číslem MSM 6138439903.

^{*} Ing. Tomáš Buus, Ph.D. – odborný asistent; Katedra financí a oceňování podniku, Fakulta financí a účetnictví, Vysoká škola ekonomická v Praze, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3, <buust@vse.cz>.

$\varepsilon \in R$ proměnnou reprezentující užitky pro akcionáře (cash flow, zisky, apod.) plynoucí v určitém období,

$a \in R^-$ náklady zastoupení v daném období,

$\gamma \in R$ celkový peněžní tok.

Protože $a \in R^-$, můžeme definovat ε jako součet celkového cash flow a a :

$$\varepsilon = \gamma + a. \quad (1)$$

Riziko inherentní proměnné ε (předp. každý rok shodné rozdělení, neuvádíme index proměnné času) pak je

$$\sigma_\varepsilon^2 = \sigma_a^2 + \sigma_\gamma^2 + \sigma_a \cdot \sigma_\gamma \cdot \rho_{a,\gamma} \quad (2)$$

neboť σ_γ^2 je exogenní. Z hlediska investora ovšem není podstatná variabilita celkového, ale procentního výnosu, tedy v zásadě variační koeficient. Vztah mezi rizikem vyjádřeným variačním koeficientem, a to v situaci při neexistenci nákladů zastoupení (optimální situace, značena hvězdičkou) je

$$v_\varepsilon^* = \frac{\sigma_\gamma}{\gamma}, \quad (3)$$

zatímco při nenulových nákladech zastoupení je to

$$v_\varepsilon = \frac{\sqrt{\sigma_a^2 + \sigma_\gamma^2 + \sigma_a \cdot \sigma_\gamma \cdot \rho_{a,\gamma}}}{\gamma + a}. \quad (4)$$

Vymezme několik extrémních případů:

- Náklady zastoupení jsou nenulové a nejsou závislé na ekonomické situaci podniku, tj. $\sigma_a = 0$, $\rho_{a,\gamma} = 0$, $a < 0$. Potom $v_\varepsilon > v_\varepsilon^*$, neboť

$$v_\varepsilon = \frac{\sigma_\gamma}{\gamma + a}. \quad (5)$$

- Náklady zastoupení mají fixní podíl na cash flow, tj. $\sigma_a = \sigma_\gamma \cdot a/\gamma$, $\rho_{a,\gamma} = 1$, $a = \varepsilon \cdot k$, kde $k < 0$ je konstanta. Potom

$$v_\varepsilon = \frac{\sigma_\gamma \cdot (1 + a/\gamma)}{\gamma \cdot (1 + a/\gamma)}. \quad (6)$$

a tedy $v_\varepsilon = v_\varepsilon^*$.

- Náklady zastoupení jsou v dobrých obdobích (vysoký peněžní tok) vysoké a ve špatných obdobích nicotné, tj. „vyhlazují“ peněžní toky pro akcionáře. Potom zjevně $v_\varepsilon < v_\varepsilon^*$.

Třetí a druhá varianta jsou ovšem nereálné, a to z jednoho prostého důvodu: v recesi či krizi, nebo při špatném hospodaření podniku z jiných důvodů mohou být peněžní toky i záporné, avšak náklady zastoupení budou v té části, kterou lze považovat za nadměrnou (neboť do určité míry motivovat a kontrolovat agenty je vždy zapotřebí) v nejlepším případě nulové. Byť motivační náklady agentů často bývají vázány na výsledky hospodaření, nelze také očekávat, že by nadspotřebu zcela omezili ve špatných časech. Proto s největší pravděpodobností je realita mezi krajními případy fixního podílu nákladů zastoupení na výsledku hospodaření a fixních nákladů zastoupení. Příkladem opět mohou být české politické špičky, u nichž jsou náklady zastoupení ohromné v dobrých i zlých časech.

Pokud nepředpokládáme, že riziková premie v nákladech kapitálu u složitých koncernů se chová jinak, než u samostatně stojících podniků nebo jednoduchých koncernů, pak se některý ze shora uvedených rizikových profilů zisku ekvivalentně přenáší také do cen akcií. Přitom není důvod domnívat se, že by snad podniky s vyššími náklady zastoupení byly lépe chráněny proti bankrotu či úpadku. Naopak – levné akcie vyhovují manažerům, kteří, znajíce jejich skutečnou hodnotu, je případně mohou skoupit. Proto lze spíše očekávat, že u podniků s vyššími náklady zastoupení je jejich vliv na ceny akcií umocněn ještě i změnami rizikové premie v nákladech kapitálu a jestliže označíme náklady kapitálu, inherentní užitku pro investory ε , jako r_ε , pak v závislosti na předpokladech o rentabilitě investic a definici ε je hodnota akcií (předpokládáme efektivní kapitálový trh, takže i cena akcií) P :

$$P = \frac{\varepsilon}{r_\varepsilon} \quad (7)$$

nebo (tzv. Gordonův vzorec)

$$P = \frac{\varepsilon}{r_\varepsilon - g}, \quad (8)$$

kde g je míra růstu ε .

Pokud platí teze, že nadměrné náklady zastoupení jsou přítomny ve významné míře ve všech patrech korporátní (koncernové) hierarchie, pak by složitější koncerny (s více koncernovými podniky na dané množství koncernového kapitálu) měly být rizikovější a tedy reakce akcií takových koncernů na tržní rizika by měla být větší, než u méně složitých koncernů, případně menších podniků. Komplikací ovšem je, že menší podniky jsou rizikovější (např. (Rosenberg a Ried a Lanstein, 1985) nebo (Fama a French, 1993) či (Campbell a Hischer a Szilagyi, 2008), na což ukazuje ve výše uvedených studiích sledovaná premie za malou tržní kapitalizaci (tzv. SMB premie) a srovnání tedy třeba vést po linii počtu koncernových podniků v koncernu.

Vztah mezi počtem koncernových podniků a systematickým rizikem

Data pro regresní analýzu jsou z databáze AMADEUS, obsahující údaje o evropských podnicích. Vzhledem k charakteru analýzy jsme užili data o kotovaných podnicích, a to za poslední dostupný rok (u většiny společností roky 2004 nebo 2005, v krajních případech i 2003 a 2006). Tak jsme měli za každý podnik jeden údaj, celkem 6 347 záznamů. Z toho jsme vybrali pouze záznamy s úplnými daty umožňujícími výpočet nezadluženého beta koeficientu (10), viz níže. Dále jsme vyřadili společnosti se zápornou efektivní sazbou důchodové daně

korporací. Tak celkový počet záznamů ve výběrovém souboru činil 2 579. Deskriptivní statistiku výběrového souboru ukazuje následující tabulka.

Tab. 1: Deskriptivní statistika

(Peněžní proměnné v tis. EUR)	Průměr	Medián	Maximum	Minimum
Rok	2005	2005	2006	2002
Tržní kapitalizace	$2,4459 \cdot 10^6$	218 392	$1,61 \cdot 10^8$	272
Tržní kapitalizace/ firma	71 756	16 045	$5,6758 \cdot 10^6$	35,759
Počet dceřiných společností	32,676	14	2554	0
Beta zadlužená	0,50	0,45	6,57	-3,38
Beta nezadlužená	0,41	0,33	3,58	-3,32
Korelační koef. výnosnosti akcie a trhu	0,23	0,2	0,8	-0,48
P/BV	2,61	1,82	133,54	-298,89
P/E	44,99	13,27	71865	-12251
Dluh	1 085 099	47 517	$1,1618 \cdot 10^8$	8

Zdroj: AMADEUS (2011) + vlastní výpočty.

Z těchto pak byly vybrány podniky, jejichž akcie jsou kotovány na burzovním nebo OTC trhu a za něž byly dostupné potřebné údaje:

1. beta koeficient průměrný za poslední sledovaný rok,
2. průměrné P/E za poslední rok,
3. průměrné P/BV za poslední rok,
4. tržní kapitalizace za poslední rok,
5. enterprise value za poslední rok (z této a tržní kapitalizace dopočítáváme netto hodnotu dluhu),
6. výše zdanění – pouze byla-li placená daň v posledním roce vyšší, než 0,
7. výše EBT – pouze byl-li EBT v posledním roce vyšší, než 0.

Exogenní proměnné:

1. počet členů koncernu,
2. průměrná tržní kapitalizace na jeden koncernový podnik,
3. průměrná enterprise value na jeden koncernový podnik.

Endogenní proměnné:

1. První endogenní proměnnou beta koeficient akcií koncernové centrály; v tomto případě vzniká problém, že přírážka za malou tržní kapitalizaci není čistě přírážkou v nákladech vlastního kapitálu za systematické riziko. Při testování vztahu beta koeficientu a počtu koncernových podniků v koncernu používáme jednak tzv. zadluženého beta koeficientu a jednak tzv. nezadluženého beta koeficientu, vztah mezi nimiž lze formulovat např. dle Mařík (1998):

$$\beta_E = \beta_U + \frac{D}{E} \cdot (\beta_U - \beta_D) \cdot (1 - t) \quad (9)$$

kde $\beta_{E,\tau}$ je regresní beta koeficient popisující lineární závislost mezi výnosností akcií a výnosností akciového trhu,

E je vlastní kapitál při aktuální výši zadlužení,
 U je vlastní kapitál při nulové výši zadlužení,
 D je cizí kapitál.

Jakkoliv lze výše uvedenou rovnici kritizovat pro nutnost přijetí silných předpokladů o stabilitě kapitálové struktury, úrokových měr a pro nerespektování aktuálního principu, který je v současnosti akcentován v hlavních účetních systémech vyspělého světa, nemáme pro limity dané strukturou a dostupností dat jinou možnost, než ji použít.

Zpravidla se předpokládá, že beta dluhu je rovna nule, proto lze (9) přepsat a vyjádřit beta koeficient nezadlužený:

$$\beta_U = \frac{\beta_E}{1 + \frac{D}{E} \cdot (1 - t)} \quad (10)$$

Kromě výše uvedených problémů se zahrnutím SMB premie v beta koeficientu je nutno poukázat na riziko falešné kauzality – více rizikové koncerny mohou mít tendenci snižovat riziko přenosu finanční nákazy v rámci koncernu právním oddělením jednotlivých činností a tedy tvorbou komplikované opční struktury (je-li použit při financování jednotlivých koncernových podniků dluh). Je tedy možné, že počet koncernových podniků v koncernu je endogenní ve vztahu k riziku, ne naopak.

2. Druhou alternativní endogenní proměnnou je P/E akcií koncernové centrály; v tomto případě je implicitně ve výsledku zkoumání těsnosti závislosti zahrnuto i rozdílné očekávání míry růstu proměnné reprezentující užitek pro investory (zisku, peněžních toků, dividend) podle jednotlivých zkoumaných koncernů.
3. Třetí endogenní proměnnou je P/BV akcií koncernové centrály – zde můžeme mít stejné výhrady, jako v předchozím případě. Kromě toho zde dále mohou působit odlišnosti v dosahované rentabilitě vlastního kapitálu.

Protože je ideální mít odhady regresních koeficientů pokud možno robustní vůči extrémům v datech, ale i případné modifikaci dat, považovali jsme za vhodnější použít LAD (least absolute deviation) regrese spíše než OLS (ordinary least squares) regrese.

Statistika popisující vysvětlující schopnost LAD modelů je R , definována jako:

$$R = 1 - (SAF/SAR) \quad (11)$$

kde SAR je suma absolutních odchylek minimalizovaných pro redukovaný model (pouze s konstantou) a SAF je suma absolutních odchylek, minimalizovaných pro zkoumaný model (viz (Cade a Richards, 1996)). Jedná se tedy o obdobu koeficientu determinace u OLS regrese.

Byly provedeny LAD monofaktorové regrese s použitím lineárního modelu s konstantou. Výsledky shrnuje tabulka Tab. 2. Údaje představují sklon regresní přímky, údaje v závorce reprezentují p-hodnotu t-testu odhadu sklonu regresní přímky. Čím nižší p-hodnota, tím vyšší spolehlivost (nižší hladina významnosti) t-testu. Např. při hodnotě 0,1 můžeme na 10% hladině významnosti zamítnout hypotézu, že mezi exogenní a endogenní proměnnou neexistuje statisticky významná závislost. S ohledem na charakter proměnných, jež nemají charakter časové řady a nehrozí tedy jejich nestacionarita, nepovažujeme heteroskedasticitu

reziduí za zásadní problém. Při interpretaci výsledků je zapotřebí si uvědomit, že tržní kapitalizace ve vzorku použitých dat dosahuje maxima $5,6758 \cdot 10^6$ tisíc EUR, což znamená, že u koncernů s největší průměrnou tržní kapitalizací připadající na člena koncernu je zadlužená beta o cca 3,39 a nezadlužená o 2,3 vyšší, než u nejmenších společností.

Tab. 2: Výsledky jednofaktorových LAD regresí na datech 2003 – 2006

		Endogenní			
		Beta levered	Beta unlevered	P/E	P/BV
Exogenní	Počet členů koncernu	0,00157534 (0,0000)	0,00125256 (0,0000)	0,000403800 (0,8859)	0,000138340 (0,6874)
	Tržní kapitalizace / firmu (tis. EUR)	$7,95 \cdot 10^{-7}$ (0,0000)	$6,43 \cdot 10^{-7}$ (0,0000)	$-2,0216 \cdot 10^{-6}$ (0,0499)	$7,705 \cdot 10^{-7}$ (0,0231)
	Enterprise value / firmu (tis. EUR)	$5,98 \cdot 10^{-7}$ (0,0000)	$4,15 \cdot 10^{-7}$ (0,0000)	$-2,27903 \cdot 10^{-6}$ (0,0516)	$7,38711 \cdot 10^{-7}$ (0,0026)

Zdroj: AMADEUS (2011) + vlastní výpočty.

Zdá se, že existuje těsná závislost mezi počtem ovládaných osob, průměrnou tržní kapitalizací a průměrnou enterprise value na koncernový podnik na jedné straně a výši beta koeficientu na druhé straně. Poměrně zvláštní je však, regresní koeficienty jsou pozitivní u proměnných, které by měly s počtem členů koncernu svázány pozitivně, tak i u proměnných (průměrná tržní kapitalizace, enterprise value na člena koncernu), které jsou počtem členů koncernu ovlivněny potenciálně negativně. Je možné, že velikost koncernu je pozitivně svázána s beta koeficientem, ale zároveň i s očekávanou mírou růstu zisku (srov. P/E). Proto je zapotřebí dále analyzovat příčiny tohoto vztahu.

Falešná kauzalita?

Nezbývá tedy, než se pokusit výše uvedené jevy objasnit další analýzou. Beta koeficient můžeme rozložit na součin poměru směrodatných odchylek výnosností akcie σ_E a trhu σ_M a korelačního koeficientu výnosností akcie a trhu ρ_E :

$$\beta_E = \rho_E \cdot \frac{\sigma_E}{\sigma_M}, \quad (12)$$

kde dolní index E značí určitou akcii, dolní index M pak tržní portfolio. Lze ukázat experimentálně, že s rostoucí vahou aktiva v portfoliu zpravidla roste za normálních podmínek i korelační koeficient mezi výnosnostmi portfolia a výnosnostmi aktiva. Portfolio podniků, které jsme měli k dispozici, mělo poměrně dosti nerovnoměrně rozložené úrovně tržní kapitalizace. Abychom při simulaci věrně napodobili vzniklou situaci, použili jsme tuto strukturu tržní kapitalizace portfolia pro simulaci za předpokladu, že výnosnosti jednotlivých akcií jsou navzájem na sobě zcela nezávislé. Výnosnosti byly generovány generátorem pseudonáhodných čísel s normálním rozdělením. Výsledky simulace ukazuje následující graf, i když s jejich interpretací (zejména číselných parametrů regresní přímky ukazující závislost výše korelačního koeficientu na podílu podniku na tržní kapitalizaci trhu) je potřeba postupovat opatrně, neboť generátor pseudonáhodných čísel přeci jen není trh. Provedli jsme 10 simulací pro celý trh (tj. 25 790 pozorování) a jejich výsledky spojili do jednoho grafu. Při

simulacích byly dosaženy výsledky regresního koeficientu regresní přímky od cca 11 do cca 14 (tj. s každým procentem podílu na tržní kapitalizaci roste průměrně korelační koeficient o 11 % až 14 %), průměrný výsledek za 10 simulací lze považovat za vcelku reprezentativní¹. Při simulacích byl uvažován celý evropský trh jako jeden celek, tj. korelační koeficienty jsou počítány k indexu, jakým by mohl být např. STOXX All Europe Total Market.

Nemá tedy smysl vést analýzu ve vztahu počet dceřiných společností versus beta koeficient, neboť s rostoucí tržní kapitalizací v našem vzorku roste i počet dceřiných společností (uvažován jako endogenní). Jednoduchá OLS regrese těchto dvou proměnných má R^2 9,98 %, F-test i t-testy jednotlivých proměnných statisticky významné na 0% hladině významnosti. Má-li tedy být číněna regresní analýza, kde exogenní proměnnou bude počet dceřiných společností, nemůže to být k β_E , ale k σ_E/σ_M . V naší simulaci nebylo uvažováno, že koncerny sestávají z koncernových podniků s různým odvětvovým zaměřením a tedy variabilita výnosností byla u všech simulovaných podniků přibližně stejná (i když diverzifikací by mělo docházet ke snižování variability výnosností, nejsou-li zde další významné efekty, např. výše zmíněná zvýšená citlivost konglomerátů na hospodářský cyklus).

Další faktory, které by mohly zkreslit výsledky, jsou systematicky jiné úrovně rizika v období použitém pro vzorek dat (2004 a 2005) pro jednotlivé evropské země a také možná závislost mezi počtem dceřiných společností a odvětvím, do něhož je koncern zařazen. O tyto faktory očistíme data při sestavení regresního modelu zařazením dummy proměnných pro odvětví a zemi.

Obr. 1: Výsledky simulace – vliv podílu na tržní kapitalizaci (horizontální osa) na korelační koeficient výnosnosti akcie a trhu (vertikální osa)

¹ Ovšemže výsledky jsou reprezentativní pro danou strukturu vzorku, při jiné struktuře vzorku z hlediska tržní kapitalizace by výsledky mohly být odlišné, nikoliv však směr (znaménko) regresního koeficientu.

Ověření výsledků simulační analýzy na datech z akciového trhu

V rámci testování ve druhé fázi máme několik dílčích cílů:

1. zjistit, zda platí kauzalita zjištěná v první fázi, případně zda jsou za vztahem beta koeficientů a složitosti koncernu skryté jiné příčiny,
2. zjistit, zda závislost korelačního koeficientu výnosností akcií koncernové centrály a trhu odpovídá úrovni odhadnuté na základě simulační analýzy,
3. zjistit, zda existuje závislost mezi počtem dceřiných společností coby exogenní proměnnou a variabilitou výnosnosti akcie koncernu coby endogenní proměnnou,

a to v pořadí, jak výše uvedeno. Odpovědi na první a druhou otázku determinují také odpověď na třetí otázku.

V tomto případě budeme vycházet v zásadě z modelu, jehož výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 2, pouze rozšíříme vysvětlující proměnné o poměr dluhu k vlastnímu kapitálu (v tržní hodnotě), dummy vektory reprezentující odvětví a zemi. Výsledný model má pak tvar:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_{MAIN} \cdot MAIN + \alpha_{D_E} \cdot D_E + \alpha_{Market_cap} \cdot Market_cap + \overrightarrow{\alpha_{NACE}} \cdot \overrightarrow{NACE} + \overrightarrow{\alpha_{CTRY}} \cdot \overrightarrow{CTRY} + \varepsilon, \quad (13)$$

kde Y	=	endogenní proměnná, alternativně β_U , β_E , P/E a P/BV, korelační koeficient mezi výnosností akcie a výnosností trhu a poměr směrodatných odchylek výnosnosti akcie a výnosnosti trhu,
$MAIN$	=	hlavní exogenní proměnná, kterou sledujeme: alternativně počet členů koncernu, tržní kapitalizace na člena koncernu, enterprise value na člena koncernu, tržní kapitalizace koncernu v poměru k tržní kapitalizaci lokálního akciového trhu,
α	=	regresní koeficient, resp. regresní konstanta,
$\overrightarrow{NACE}$	=	dummy vektor NACE (2 místa); ze vzorku byly vyřazeny NACE, v nichž bylo zařazeno méně než 5 podniků ve vzorku,
$\overrightarrow{CTRY}$	=	dummy vektor země (ve výběrovém souboru AT, BE, DE, EE, ES, FI, FR, GB, GR, CH, IE, IS, IT, LU, MC, NL, PL, PT, SK, SE),
$Market_cap$	=	tržní kapitalizace (není přítomno v případě, že $MAIN$ je relativní tržní kapitalizace (podíl na tržní kapitalizaci národního akciového trhu) nebo tržní kapitalizace nebo enterprise value,
ε	=	reziduum (náhodná složka).

Data byla použita shodná, jako v případě kapitoly „Vztah mezi počtem koncernových podniků a systematickým rizikem“.

Výsledky

Test dle modelu (13) byl proveden LAD regresí pro všechny kombinace Y a $MAIN$ a to tak, že nejprve byl odhadován model (13) plný a poté redukovaný. Do redukovaného modelu byly zařazeny pouze vysvětlující proměnné s p-hodnotou t-testu v rámci odhadu plného modelu nižší, než 0,1 a vždy proměnná $MAIN$. V tabulce 3 uvádíme pouze regresní koeficienty vztahu mezi Y a $MAIN$.

Tab. 3: Výsledky vícefaktorových LAD regresí na datech 2003 – 2006 dle (13)

		Endogenní (Y)					
		β_E	β_U	P/BV	P/E	ρ_E	σ_E / σ_M
Exogenní (MAIN)	Počet členů koncernu	0,001162 (0,0000)	NSS	0,000781 (0,0006)	NSS	0,00092 (0,0000)	-0,00122 (0,0011)
	Tržní kapitalizace / firma (tis. EUR)	$4,68 \cdot 10^{-7}$ (0,0000)	$4,13 \cdot 10^{-7}$ (0,0092)	NSS	$3,28 \cdot 10^{-5}$ (0,0000)	$2,95 \cdot 10^{-7}$ (0,0000)	$-3,05 \cdot 10^{-7}$ (0,0056)
	Enterprise value / firma (tis. EUR)	$3,27 \cdot 10^{-7}$ (0,0070)	$2,51 \cdot 10^{-7}$ (0,0132)	$7,39 \cdot 10^{-7}$ (0,0040)	$-2,70 \cdot 10^{-6}$ (0,0767)	$2,40 \cdot 10^{-7}$ (0,0003)	$-3,36 \cdot 10^{-7}$ (0,0000)
	Tržní kapitalizace / lokální trh	1,41975 (0,0664)	1,56142 (0,0056)	2,29254 (0,0908)	NSS	1,86972 (0,0015)	-2,73226 (0,0076)

Zdroj: AMADEUS (2011) + vlastní výpočty.

Vidíme, že i po očištění o efekty odvětví a zemí, z nichž zkoumané podniky pocházejí, jsou výsledky velmi podobné těm z první fáze testu. Výsledky regresní analýzy ukazují, že:

1. Množství dceřiných společností v koncernu sice zvyšuje beta koeficient akcií koncernové centrály, ale to především v důsledku vyššího korelačního koeficientu, naopak poměr směrodatných odchylek výnosností akcií koncernové centrály a tržního indexu s růstem počtu dceřiných společností v koncernu klesá. To v zásadě potvrzuje zjištění vyplývající ze simulační analýzy.
2. Korelační koeficient reaguje v reálu na podíl podniku na celkové tržní kapitalizaci vzorku dat méně, než by vyplývalo ze simulace. Testovali jsme i to, zda nejde o důsledek zcela náhodného generování výnosností v rámci simulace. Společný faktor ovlivňující výnosnosti akcií v rámci simulace z jedné poloviny, zahrnutý při opakování simulační analýzy uvedené v předchozí subkapitole, však také nepřinesl významné změny výsledků simulace. Jedna z možných interpretací je, že ceny akcií velkých koncernů jsou stabilnější, než ceny akcií malých koncernů (podniků).
3. Původní výsledky indikující pozitivní relaci výše beta koeficientu a počtu dceřiných společností mohly být způsobeny (mimo jiné) falešnou kauzalitou v důsledku skutečnosti, že (*ceteris paribus*) akcie s vyšší váhou v portfoliu mají vyšší korelační koeficient ve vztahu k tržnímu portfoliu.
4. Celkově výsledky (zejm. regrese beta koeficientů a P/E při vysvětlující proměnné představované poměrem tržní kapitalizace podniku a lokálního akciového trhu) indikují, že tzv. prémie za malou tržní kapitalizaci může být důsledkem falešné kauzality – velké podniky mají vyšší beta koeficienty, u malých podniků se tím pádem dočká akcionář i odměny za nesystematické riziko (prémie za malou tržní kapitalizaci).

Celkově nelze říci, že by výsledky statistické analýzy potvrzovaly teoretické závěry modelu představovaného rovnicemi (1) až (8). Nezdá se, že by složitější koncerny poskytovaly více prostoru pro vytváření nákladů zastoupení. Alternativním vysvětlením je lepší rozložení těchto nákladů, neboť složitější koncerny jsou také zpravidla větší.

Efektivnost koncernů

Model reprezentovaný rovnicemi (1) až (8) kromě vyššího systematického a celkového rizika složitějších koncernů postulují také nižší efektivnost složitějších koncernů, viz rovnice (1). Pokud by toto mělo platit, měly by existovat také významné negativní rozdíly mezi výkonností složitějších koncernů a samostatných podniků nebo méně složitých koncernů. Provedli jsme empirické zkoumání na rozsáhlém vzorku účetních dat z konsolidovaných účetních výkazů (kde je povinnost sestavovat konsolidované účetní výkazy) evropských firem (více než 29 tisíc podniků-roků, v případě míry růstu tržeb více než 51 tisíc podniků-roků).²

Model

V rámci empirického testu zkoumáme hypotézu, že výkonnost koncernů se liší podle počtu dceřiných podniků. Další faktory, které mohou ovlivnit výkonnost a které je potřeba v rámci regresní funkce kontrolovat, podle našeho názoru jsou:

1. Odvětví – do hloubky jednoho místa NACE Rev. 1.1. Individuální charakteristiky jednotlivých odvětví samozřejmě mají vliv na výkonnost podniků v daném odvětví. Pokud by rozdělení koncernů do odvětví bylo systematicky jiné z hlediska složitosti koncernů, tento dummy vektor³ je eliminuje. Hlubší členění neumožňuje kvalita a výkon použité výpočetní techniky.
2. Země sídla podniku – individuální charakteristiky a metody regulace účetnictví mohou mít vliv, zejména co se týká konsolidovaných účetních výkazů (z nichž vycházíme) Pro eliminaci vlivu země sídla podniku používáme opět dummy vektor.⁴
3. Rok, za nějž data jsou – pokud by snad v rámci zkoumaného období docházelo k systematickým změnám ve vzorku, je zařazením tohoto dummy vektoru eliminována možnost vlivu hospodářského cyklu prostřednictvím složení výběrového souboru na výsledky zkoumání.
4. Tržby – výše tržeb ovlivňuje hospodářskou sílu, což konstatují mnohé výzkumné práce. Na základě dosavadních poznatků můžeme říci, že vyjednávací sílu, zejména ve vztahu k dodavatelům zlepšuje horizontální spojování (srov. Fee – Thomas, 2004 nebo Bykowsky – Kwasnica – Sharkey, 2005).
5. Skutečnost, zda jde o kotované či nekotované podniky – řada autorů poukazuje na rozdíly mezi kotovanými a nekotovanými podniky, plynoucí z principal-agent problému, jiných možností financování, jiné účetní metody a metody vykazování, ať již tyto rozdíly jsou ve prospěch či neprospěch kotovaných podniků (viz Buus – Brabenec – Strouhal, 2007).

Použitý regresní model má pak tvar:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_{NACE} \cdot NACE + \alpha_{YEAR} \cdot YEAR + \alpha_{CTRY} \cdot CTRY + \alpha_{REV} \cdot REV + \alpha_{QUOTED} \cdot QUOTED + \alpha_{SUBSID} \cdot SUBSID + \varepsilon \quad (14)$$

kde Y = endogenní proměnná, jak uvedena níže,
 $MAIN$ = hlavní exogenní proměnná, kterou sledujeme: alternativně počet členů koncernu, tržní kapitalizace na člena koncernu, resp. enterprise value na člena koncernu,

² Jeden hospodářský rok v jednom podniku = podnik-rok.

³ V tomto případě jde o vektor obsahující booleanovské (binární) hodnoty příslušnosti do daných odvětví, tj. náleží-li společnost do daného odvětví, pak 1, jinak 0.

⁴ Obdobně k předchozímu, pouze jde o příslušnost do dané země.

α	= regresní koeficient, resp. regresní konstanta,
$\overrightarrow{NACE}$	= dummy vektor NACE (2 místa); ze vzorku byly vyřazeny NACE, v nichž bylo zařazeno méně než 5 podniků ve vzorku,
$\overrightarrow{CTRY}$	= dummy vektor země (ve výběrovém souboru AT, BE, DE, EE, ES, FI, FR, GB, GR, CH, IE, IS, IT, LU, MC, NL, PL, PT, SK, SE),
$SUBSID$	= počet dceřiných společností,
$YEAR$	= dummy variable vektor sestavený podle booleanovských hodnot jednotlivých prvků vektoru pro roky 2001 až 2005,
$QUOTED$	= dummy proměnná (1 – kotováno, 0 – nekotováno),
REV	= výše tržeb v tis. EUR,
ε	= reziduum (náhodná složka).

Endogenní (závislé) proměnné jsou:

- $Asset_turn$ = Obrat aktiv,
- CF_Rev (%) = CF / Tržby,
- $Stock_turn$ = Doba obratu zásob (ve dnech),
- $Coll_per$ = Doba obratu pohledávek (ve dnech),
- $Cred_per$ = Doba obratu závazků (ve dnech),
- Cur_rat = Běžná likvidita,
- Liq_rat = Pohotová likvidita,
- $Solv_rat$ (%) = Krytí závazků pen. tokem před změnami pracovního kapitálu,
- $EBIT_Mar$ = EBIT Marže,
- $EBITDA_Mar$ = EBITDA Marže,
- Int_Cov = Úrokové krytí,
- $PersC_Rev$ = Podíl osobních nákladů na tržbách,
- ROA = Rentabilita celkového kapitálu,
- Rev_growth = Meziroční míra růstu tržeb.

Pro regresní analýzu jsme použili standardní metody nejmenších čtverců (OLS – ordinary least squares) s výběrem proměnných do modelu podle F-testu (do modelu zařazeny pro omezení multikolinearity pouze proměnné s F-testy vyššími než 4,0 v absolutní hodnotě).

Data

Data pro provedenou empirickou analýzu byla získána z databáze AMADEUS. Původní struktura dat obsahovala tyto údaje:

- odvětví NACE Rev. 1.1: 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9; zastoupení bylo víceméně rovnoměrné;
- období: 2001, 2002, 2003, 2004, 2005;
- země: 40 zemí Evropy (po níže uvedené selekci údajů celkem 26 zemí).

Původní struktura dat obsahovala 21 094 firem s údaji z let 2001 až 2005. Do vzorku byly zahrnuty pouze podniky, které nejsou ovládány (žádná osoba nebo osoby jednající ve shodě v nich nemají vyšší podíl, než 50 %). To implikuje, že pro výzkum byly použity zásadně údaje z konsolidovaných účetních výkazů.

V případě některých podniků nebyly k dispozici údaje za všechny roky nebo nebyly v daném roce k dispozici všechny údaje. Navíc soubor obsahoval i podniky, které sice nebyly

kotovány, avšak některý z podniků, jež byly v koncernové struktuře výše, kotován byl. Provedli jsme proto následující úpravu vzorku dat: Vyřadili jsme podniky s neúplným vzorkem dat v jednotlivém roce (u všech ukazatelů s výjimkou míry růstu tržeb, tu jsme zkoumali zvlášť). Vyřadili jsme rovněž ze vzorku podniky, které kotovány nejsou, ale mají kotované dceřiné společnosti (tím zamezíme zkreslení vlivem odlišných účetních standardů, srov. Buus a Brabenec a Strouhal, 2007).

Protože jsme v případě vztahu míry růstu tržeb a příslušné endogenní proměnné provedli regresi zvlášť pro míru růstu tržeb jako endogenní proměnnou a zvlášť pro ostatní endogenní proměnné, užili jsme rozdílná data:

1. V případě míry růstu tržeb dva soubory (roky 2002 a 2004 a druhý soubor roky 2003 a 2005), každý s 25 637 podniko-roky.
2. V případě ostatních endogenních proměnných soubor s 29 157 podniko-roky.

Výsledky

U některých závislých proměnných bylo možno konstatovat, že velikost a komplikovanost koncernu má vliv na výši endogenních proměnných. Nicméně ne vždy šlo o očekávaný směr vlivu (tj. negativní), jak by mohlo být dovozováno z výsledků studií k diskontům za diverzifikaci, příp. k problémům efektivnosti investic a vnitrokoncernových kapitálových trhů. Výsledky je zapotřebí interpretovat tak, že jde o vliv počtu dceřiných společností (potažmo koncernových podniků), u jinak srovnatelných koncernových centrál (odvětví, velikost, počet dceřiných společností, sídlo a rok, k němuž se vztahují hospodářské výsledky).

I když nejsou výsledky zcela jednoznačné v tom smyslu, že by některý typ korporátního uspořádání měl výrazně lepší nebo výrazně horší výkonnost, lze vysledovat určité významné tendence:

1. Obrat aktiv je (*ceteris paribus*) nezávislý na počtu koncernových podniků.
2. Statisticky významný je vztah mezi počtem koncernových podniků a podílem cash flow na tržbách. Zdá se, že komplikovanější koncernová struktura vede v praxi k vyšší tvorbě cash flow. Vztah je statisticky významný na 1% hladině významnosti.
3. Komplikované koncerny zřejmě lépe řídí zásoby – doba obratu se *ceteris paribus* snižuje o 0,02 s každým 1 koncernovým podnikem. To může mít přímou souvislost s jednodušším uplatňováním JIT (*just in time*) systémů uvnitř koncernu či rozšířenému používání distribučních center.
4. Oproti vztahu pozorovaného u zásob není na úrovni závazků a pohledávek statisticky významná závislost (na 5% hladině významnosti) k počtu dceřiných společností.
5. Komplikovanější koncerny mají nižší běžný poměr (což může souviset s lepším obratem zásob)
6. S velikostí koncernu vyjádřenou počtem dceřiných podniků roste i EBIT marže a EBITDA marže. Koncern o 100 dceřiných podnicích tak má (v průměru) *ceteris paribus* (vč. srovnatelnosti z hlediska objemu tržeb) o 0,7 % vyšší EBIT marži a o 0,5 % vyšší EBITDA marži než samostatný podnik.
7. Komplikovanější koncerny mají vyšší osobní náklady (to zřejmě souvisí s vyšším počtem manažerů, než u samostatných podniků).
8. Statisticky nevýznamný je vztah mezi počtem koncernových podniků a rentabilitou celkového kapitálu.

9. Ne zcela jednoznačný je vztah mezi počtem koncernových podniků a mírou růstu tržeb (%). Zřejmě existuje multikolinearita mezi počtem dceřiných společností a výší tržeb v některém z roků 2003 a 2005⁵ – po vyřazení proměnné pro výši tržeb již nebyl pozorovatelný statisticky významný vliv počtu dceřiných společností.

Pro interpretaci výsledků upozorňujeme, že konstanta α_0 představuje reprezentativní hodnotu pro vzorek s těmito parametry:

1. podniky bez dceřiných společností,
2. země: Ukrajina,
3. rok: 2005,
4. NACE: jednomístné NACE 9,
5. nekotované podniky,
6. tržby = 0 EUR.

Tab. 4: Výsledky vícefaktorových OLS regresí dle (14)

Dependent	α_0	α_{SUBSID}	p-hodnota ⁶	R ² (%)	Poznámka
Asset_turn	3,42378	NSS ⁷	NSS	5,32137	
CF_Rev (%)	9,56210	0,00466	0,0019	7,72300	
Stock_turn	83,08260	-0,0229	0,0282	7,75438	
Coll_per	43,05620	NSS	NSS	21,77480	
Cred_per	44,39930	NSS	NSS	18,90710	
Cur_rat	2,62886	-0,00085	0,0022	7,37327	
Liq_rat	1,08700	NSS	NSS	2,52959	
Solv_rat (%)	63,49300	-0,02408	0,0000	27,85940	
EBIT_Mar	3,28131	0,007703	0,0000	3,02447	
EBITDA_Mar	11,22110	0,00535	0,0014	7,25571	
Int_Cov	21,29500	-0,03477	0,0000	0,87823	
PersC_Rev	37,18400	0,010196	0,00000	24,90150	
ROA	3,92396	NSS	NSS	2,28185	
Rev_growth	3,64577	-0,24683	0,0000	5,41259	roky 2003, 2005
Rev_growth	4,76011	NSS	NSS	0,0356995	roky 2002, 2004

Zdroj: AMADEUS (2011) + vlastní výpočty.

⁵ Multikolinearita mezi počtem dceřiných společností a výší tržeb existuje – korelační koeficient je 0,67, což s ohledem na rozsah vzorku značí relativně silnou korelaci. Nicméně za hranici multikolinearity poškozující vypovídací schopnost modelu se zpravidla považuje korelační koeficient mezi vysvětlujícími proměnnými vyšší než 0,7. Navíc nemůžeme proměnnou reprezentující velikost měřenou tržbami vyřadit, tím bychom v konečném důsledku zaměňovali efekt velikosti a organizační složitosti. Poznamenejme, že ve většině provedených regresí byla velikost reprezentovaná výší tržeb výše tržby jako statisticky významnou vysvětlující proměnnou.

⁶ Pravděpodobnost, že nesprávně zamítneme alternativní hypotézu. Alternativní hypotézou je, že regresní koeficient není statisticky významně odlišný od 0.

⁷ Not statistically significant – v důsledku specifikace modelu, kdy proměnné s F-statistikou menší než 4 byly vyřazeny (cca 5 % hladina významnosti) byla proměnná reprezentující počet dceřiných podniků vyřazena

Výsledky regresní analýzy naznačují, že složitost koncernu je spojena s výkonností koncernu jako celku, a to pozitivně. Větší koncerny (větší z hlediska počtu koncernových podniků, připomeňme, že jsme mezi vysvětlující proměnné zahrnuli i objem tržeb) v průměru (*ceteris paribus*) s růstem velikosti o jeden koncernový podnik mají o 0,00466 % vyšší podíl peněžního toku na tržbách, v průměru o 0,0229 dne nižší obrát aktiv, o 0,00085 nižší běžný poměr, o 0,02408 % nižší krytí fixních plateb, o 0,007703 % vyšší EBIT marži, o 0,00535 % vyšší EBITDA marži, o 0,03477 nižší úrokové krytí, a o 0,010196 % vyšší podíl personálních nákladů na tržbách. Tyto výsledky můžeme interpretovat tak, že s rozsáhlostí koncernu se zlepšuje jeho vyjednávací síla, tlak na generování cash flow i provozní výkonnost, zlepšuje se řízení oběžných aktiv, zvyšuje se také ovšem zadlužení (srov. výsledky CF/Tržby a úrokového krytí) a osobní náklady v poměru k tržbám. Lze si tedy vcelku dobře představit, jaké jsou v průměru rozdíly u samostatně stojícího evropského podniku a běžného evropského koncernu. Naše výsledky se vcelku shodují s dosavadní literaturou. Např. Clarke – Davies – Waterson (1984) poukazují, že koncerny dosahují vyšší profitability zejména v důsledku vyšší tržní síly, nikoliv pouze v důsledku vyšší efektivity.

Výsledky nejsou ovlivněny velikostí koncernu měřenou konsolidovanými tržbami, kotací koncernových podniků, odvětvím, obdobím ani regionem, neboť použitý model systematický vliv těchto faktorů eliminuje. Za zajímavé považujeme údaje o EBIT marži, která by sice v důsledku konsolidačních pravidel měla být teoreticky nižší u koncernů v důsledku přecenění aktiv při konsolidaci (pokud by koncerny i jinak stejné samostatné podniky měly obdobnou výkonnost), tato marže je však výrazně lepší u složitějších koncernů (srov. jenom statistiku počtu koncernových podniků v koncernech s kotovanou koncernovou centrálou).

Výsledky, k nimž jsme dospěli, mají ovšem své limity: nejsou provedeny testy robustnosti na obsah výběrového souboru a modelu neprovedli jsme analýzu základních deskriptivních statistik vzorku a testy podle skupin ve vzorku. Domníváme se nicméně, že výsledky jsou, s ohledem na rozsah vzorku dat, dostatečně přesvědčivé. Výsledky nepodporují zcela přesvědčivě tezi postulovanou modelem reprezentovaným rovnicemi (1) až (8). Složitější koncerny mají lepší výsledky hospodaření. Je nicméně možné, že výsledky velkých, složitých koncernů by byly ještě lepší, pokud by netrpěly náklady zastoupení. Podíl osobních nákladů na výnosech roste totiž o 1,02 % s každým jedním novým členem koncernu, zatímco EBITDA marže pouze o cca 0,54 % a EBIT marže o 0,77 %. Většinu zvýšení výkonnosti dosažené v důsledku volnější organizační struktury a zavedení tržních principů mezi podnikatelskými jednotkami jejich právním oddělením pohltí zvýšené agenturní náklady. V personálních nákladech ovšem pozorujeme pouze část nákladů zastoupení – část může být skryta ve výkonové spotřebě. Je možné, že náklady zastoupení jsou realizovány na úkor růstu podniku, avšak závěry regresní analýzy jsou v tomto případě nejednoznačné.

Diskuse a závěry

Záměrem tohoto článku je prozkoumat vliv složitosti koncernové struktury na existenci nákladů zastoupení. Výsledky jsou smíšené. Zkoumání rizika ukazuje na vyšší systematické riziko, ale nižší celkové riziko u složitějších koncernů. Možné vysvětlení je dvojího druhu: složitější koncerny nedávají o nic více příležitosti k vytvoření nákladů zastoupení, než méně složité koncerny – nepotvrzuje se tzv. „*empire building*“ jako motiv vzniku složitějších koncernů ani možnost vytvoření vyšších nákladů zastoupení na nižších úrovních koncernové struktury. Vrcholoví manažeři dceřiných společností koncernové centrály jsou pravděpodobně pod dostatečným dohledem vrcholového vedení koncernové centrály a nemají příliš velký prostor pro obohacení na úkor zaměstnavatele. Zdrojem největší části vyhnutelných nákladů

zastoupení tedy pravděpodobně bude vrcholné vedení koncernové centrály. To ostatně odpovídá české „privatizační“ praxi – viz nedávná obžaloba bývalých manažerů Mostecké uhelné společnosti švýcarskými vyšetřujícími orgány.

Zdá se také, že alokace strategických podnikatelských jednotek do samostatných společností, tedy jejich právní oddělení, s sebou přináší výhody v podobě lepšího řízení nákladů, peněžního toku a zásob. Složitější koncerny totiž mají tyto ukazatele výrazně lepší, než jejich konkurenti s menším počtem členů koncernu. A to i přes to, že vytvoření samostatných společností namísto SBU znamená také vyšší náklady zastoupení v podobě personálních nákladů (s určitou opatrností můžeme říci, že to jsou nevyhnutelné náklady zastoupení).

Výzkum prezentovaný v tomto článku má ovšem své limity. Za prvé je to nejednoznačnost výsledků. Za druhé by pro zvýšení kvality regresní analýzy měly být použity regrese s instrumentální proměnnou (dvoustupňové regrese). Za třetí by bylo žádoucí zkoumat i marže přidané hodnoty, když značná část nákladů zastoupení může být realizována nadspotřebou nebo nevýhodnými nákupy. V neposlední řadě jsou námi zjištěné závěry jenom nepřímou, byť ne nevýznamnou, indikací vztahu nákladů zastoupení a počtu koncernových podniků. Zkoumání na širším vzorku dat, jakož i za použití pokročilejších statistických metod je nezbytné pro potvrzení závěrů tohoto článku.

Literatura

- [1] Buus, T. – Brabenec, T. – Strouhal, J. (2007): *Aplikace moderních metod oceňování v případě nekotovaných společností – pracovní sešit*. Praha, Oeconomica, 2007.
- [2] Bykowsky, M. M. – Kwasnica, A. M. – Sharkey, W. W. (2005): *Buyer Size and Bargaining Power: An Experimental Analysis*. [on-line], Washington, D. C., Federal Communications Commission 2005. [cit. 13. 10. 2011], <<http://transition.fcc.gov/ownership/materials/newly-released/buyersize.pdf>>.
- [3] Cade, B. S. – Richards, J. D. (1996): *Permutation Tests for Least Absolute Deviation Regression*. Biometrics, roč. 52, č. 3, s. 886-902.
- [4] Campbell, J. Y. – Hislcher, J. – Szilagyi, Jan (2008): *In Search of Distress Risk*. The Journal of Finance, 2008. roč. 63, č. 6., s. 2899 – 2939.
- [5] Clarke, R. – Davies, S. – Waterson, M. (1984): *The Profitability-Concentration Relation: Market Power or Efficiency?* Journal of Industrial Economics, 1984, roč. 32, č. 4, s. 435-450.
- [6] Davis, J. – Fama, F. – French, K. (2000): *Characteristics, covariances and average returns: 1929 to 1997*. Journal of Finance, 2000, roč. 55, č. 1, s. 389-406.
- [7] Fee, C. E. – Thomas, S. E. (2004): *Sources of Gains in Horizontal Mergers: Evidence from Customer, Supplier, and Rival Firms*. Journal of Financial Economics, 2004, roč. 74, č. 3, s. 423-460.
- [8] Mařík, M. (1998): *Určování hodnoty firem*. Praha, Ekopress, 1998.
- [9] Rosenberg, B. – Reid, K. – Lanstein, R. (1985): *Persuasive Evidence of Market Inefficiency*. Journal of Portfolio Management, 1985, roč. 11, č. 3, s. 9-17.
- [10] Šarmanová, G. (2011): *Postoje k politickým stranám*. [on-line], Praha, Sociologický ústav Akademie věd ČR, c2011. [cit. 26. 10. 2011], <http://www.cvvm.cas.cz/upl/zpravy/101192s_pv111024.pdf>.

Náklady zastoupení v koncernu pohledem finančního trhu

Tomáš Buus

ABSTRAKT

V tomto článku se zabýváme náklady zastoupení v koncernech. Záměrem je zjistit, zda složitější koncerny (a obecně složitější ekonomické systémy) dávají více prostoru ke vzniku nákladů zastoupení. Výsledky jsou nejednoznačné, nicméně se zdá, že složitější koncerny mají více výhod, než nevýhod a vyhnutelné náklady zastoupení se daří efektivně eliminovat na nižších úrovních koncernové struktury. Zdá se, že hlavní příčinou nákladů zastoupení je tedy informační asymetrie a největší část vyhnutelných nákladů zastoupení vzniká v nejvyšších patrech koncernové hierarchie.

Klíčová slova: Koncern; Náklady zastoupení; Riziko.

The Agency Cost from the Point of View of Financial Markets

ABSTRACT

We examine agency cost in the multibusiness enterprises (hereinafter “MBE”). Our goal is to find out, whether is there a positive relationship between the complexity of MBE and agency cost. Results are ambiguous, nevertheless we got an indirect indication that more complex MBE bring more advantages than disadvantages and that the avoidable agency costs are effectively eliminated at the lower levels of MBE structure. It emerges then that the main reason for agency cost is information asymmetry and the largest part of avoidable agency cost emerges in the highest levels of corporate hierarchy.

Key words: Multibusiness Enterprise; Agency Cost; Risk.

JEL classification: M16, M50, G34.