

Kvantitativní analýza trendu vývoje hodnoty nehmotného majetku v České republice¹

Mojmír SABOLOVIČ*

Quantitative Trend Analysis of Intangibles Value in the Czech Republic

Abstract

The goal of the paper is the analysis of value ratio of intangibles on businesses income value. The hypothesis is verified on the stratified sample geographically limited to NUTS 0 Czech Republic. At the first stage the material and methods are discussed on the bases of theoretical research. In addition values of the sample of businesses are estimated via Costs Approach and Excess Earnings Method. In fine, econometrics research findings results to articulation of significant increase in ratio of intangibles on income value of businesses in the Czech Republic since 1995 to 2005 and the implications for future research are discussed.

Keywords: *value, business valuation, intangibles, excess earnings method, direct capitalization method*

JEL Classification: G12, D46, M20

Úvod

Pokračující vývoj změny paradigmatu hodnoty, provázející poslední desetiletí vývoj hodnoty podniků v zemích s rozvinutou tržní ekonomikou, se již stal běžnou součástí ekonomické reality tranzitivních ekonomik. Znalostní ekonomika sebou přináší stále větší rozpor a silící dichotomii v pojetí hodnot vyjádřených prostřednictvím historicky vynaložených nákladů, pojetím výnosovým (utilitárním, hédonistickým) či relativním (směnným). Měření a sledování nehmotného majetku patří v zemích s fungujícími trhy s podniky ke standardním analytickým

* Mojmir SABOLOVIČ, Mendelova univerzita v Brně, Fakulta regionálního rozvoje a mezinárodních studií, Ústav regionální a podnikové ekonomiky, Zemědělská 1, Brno 613 00, Česká republika; e-mail: mojmir.sabolovic@mendelu.cz

¹ Článek byl zpracován jako jeden výstupů projektu *Metodologické přístupy k ekonomické analýze podniku* GA402/09/1365.

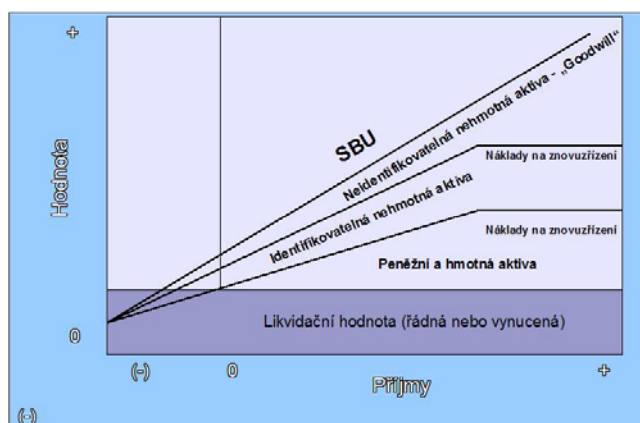
údajům (Smith, 1996; Smith a Parr, 2000; Lev, 2001; Sveiby, 2005). V České republice extenzivní empirické analýzy tohoto druhu absentují a zůstávají v rovině teoretické disputace (Bělohradská, 1995; Čada, 2002; 2007; Jurečka, 2000; 2004; 2005; 2006; 2007; Malý, 2002; 2007; Svačina, 2007; 2010). Předmětem tohoto článku je verifikace hypotézy H_0 prostřednictvím ekonometrické analýzy časových řad dílčích kategorií hodnot podniku.

H_0 : V České republice dochází k růstu podílu hodnoty nehmotného majetku na celkové výnosové hodnotě podniků.

Odhad hodnoty nehmotného majetku je proveden jako rozdíl odhadu spodní hranice objektivizované výnosové hodnoty podniku (Mařík, 2007) a odhadu substanční hodnoty podniku (viz obr. 1). Výnosová hodnota byla vymezena kombinací kategorií výnosové² a hraniční hodnoty³ (*boundary value*). Substanční hodnota byla zvolena z důvodu schopnosti zobrazení vnitřní hodnoty (*intrinsic value*), substance podniku.

Obrázek 1

Interakce dílčích kategorií hodnot v interním prostředí podniku



Zdroj: Smith a Parr (2000), překlad a úprava autor.

² Dle Mezinárodních oceňovacích standardů (*International Valuation Standards – IVS*) je základní kategorie hodnoty de facto ztotožněna s hodnotou výnosovou. Hodnota je dána očekávanými užitky plynoucími z držení aktiva. V případě podniku se jedná o budoucí *cash flow* (výnosy). Na obrázku 1 jsou aktiva vykazována v historických cenách, proto jejich hodnota vztažená k jednomu časovému okamžiku zůstává konstantní, zatímco hodnota podniku je ceteris paribus dána budoucími užitky plynoucími z jeho činnosti, a proto vykazuje kumulativní nárůst.

³ Pojem *hraniční hodnota* je běžně využíván například v USA při tzv. *Infringement Damages* – sporech o porušování práv duševního vlastnictví vedených u Seventh Court of Appeals. Dále je využíván pro potřeby Sarban-Oxley Act a je totožný s v ČR více rozšířeným pojmem *hodnota* na základě Kolínské školy. Dle našeho názoru pojem *hraniční hodnota* lépe vystihuje pravý stav věci. Jedná se však o pouhé „pracovní vymezení kategorie“, protože hraničních hodnot může být, samozřejmě, celá řada (hraniční hodnota kupujícího, prodávajícího apod.).

Tento přístup byl zvolen na základě obecně přijímané myšlenky, že hodnota nehmotných aktiv je vyjádřena rozdílem hodnoty podniku a veškerých identifikovatelných aktiv podniku (např. Smith, 1996; Jurečka, 2000).⁴

1. Materiál a metody

Základní soubor byl geograficky vymezen regionem NUTS 0 Česká republika. Data byla čerpána z databáze Creditinfo – Albertina.⁵ Jako rozsah základního souboru byl zvolen počet dostupných podniků v databázi, splňující omezující podmínky a předpoklady (59 podniků). Podniky výběrového souboru byly vybrány metodou stratifikovaného náhodného výběru podle proporčních základů stanovených na základě převažující CZ-NACE. Po rozdělení základního souboru do strat/skupin bylo náhodným výběrem vybráno 29 podniků, které představovaly reprezentativní vzorek dat. Časová a věcná srovnatelnost dat ve výběrovém souboru byla zajištěna aplikací metodiky *rebasingu* (časová srovnatelnost) a metodiky zajištění srovnatelnosti při změně obsahového vymezení ukazatele (věcná srovnatelnost) podle Rojíčka (Rojíček a kol., 2009).⁶ Reprezentativnost výběrového souboru nebyla ověřena ověřením nezávislosti prvků výběru a ověřením normality výběru. Nezávislost výběru dat substantních a výnosových hodnot byla analyzována *chi*-kvadrát testem, kde hodnota signifikance 0 nezávislost nevyvrátila. Normalita výběru byla posouzena grafickou metodou pomocí Box plot diagramu, přičemž byla dosažena symetrie dat.

1.1. Vstupní podmínky a omezující předpoklady

Cílem analýzy je rozbor vývoje podílu hodnoty nehmotného majetku na celkové výnosové hodnotě podniků v době transformace české ekonomiky a vstupu do EU.⁷ Metoda kapitalizovaných čistých výnosů vyžaduje pro zachování

⁴ Srovnej s pojetím *goodwill* dle IFRS a CAS.

⁵ Z důvodu legislativních změn v tranzitivní ekonomice České republiky mezi lety 1989 – 1992 bylo možné získat relevantní údaje pro zpracovávanou analýzu až od okamžiku účinnosti zákona č. 513/1991 Sb., Obchodní zákoník a zákona č. 563/1991 Sb., o účetnictví.

⁶ Časová srovnatelnost dat byla provedena přepočtem historických účetních cen k datu ocenění indexovou metodou. Index (řetězový, bazický) tvořila míra inflace vyjádřená indexem spotřebitelských cen dle ČSÚ. Běžné ceny v minulosti byly přepočteny na stálé ceny k datu ocenění. Věcná srovnatelnost analyzovaných dat byla zajištěna při metodice výběru absolutních a aditivních ukazatelů účetních výkazů jejich obsahovým vymezením dle zákona č. 563/1991 Sb., o účetnictví, podzákonými právními předpisy (vyhlášky, pokyny MF ČR), a zejména důslednou aplikací Převodových můstek MF ČR při změnách směrné účtové osnovy.

⁷ Aplikace výnosové metody ocenění je determinována výnosností akciových trhů a sazbami úrokových měr. Vzhledem k volatilitě světové ekonomiky mezi lety 2005 – 2011 (počáteční rapidní růst, ekonomická krize, nulová základní úroková míra FED v USA, očekávaný scénář Double-Dip)

objektivizace dat vážený aritmetický průměr minulých výsledků hospodaření minimálně za 3 předcházející období (Mařík, 2007). Časová řada všech 29 podniků výběrového souboru zahrnovala období 1993 – 2005. Analýzu celkové výnosové hodnoty podniků bylo možné provést z důvodu aplikované metodiky až v období 1995 – 2005. Data v podobě absolutních a aditivních ukazatelů byla čerpána z účetních výkazů a dokumentů nesoucích informace o činnosti podniků (rozvahy, výkazů zisků a ztrát, *cash flow*, výročních zpráv a zpráv auditora; viz tab. 1). Výběr podniků nebyl omezen právní formou. Mezi omezující podmínky patřily nedokonalé informace o přesné struktuře aktiv podniků a jejich životnosti. Nebyla známa výše leasingových plateb a nebylo známo, zda jsou vlastníci zaměstnaní, či jinak využívají podnikové zdroje pro soukromé účely.⁸ Byl položen předpoklad neakceptace odložené daně při oceňování podniku. Z analýzy byly vyloučeny podniky v likvidaci, podniky, v nichž došlo ke změně účetního období, a podniky, které v analyzovaném období byly více než 3 roky po sobě ve ztrátě. Veškeré daně byly uvažovány splatné v daném roce analyzovaného období bez předpokladu jejich změny.⁹

1.2. Odhad hodnoty nehmotného majetku

Účelem ocenění byl odhad hodnoty holisticky pojatého nehmotného majetku (Sabolovič, 2008a; 2008b; 2009a; 2009b) vícefaktorovou kombinovanou metodou dle vztahu (1) k 31. 12.¹⁰ Objektivizovaná hodnota (Mařík, 2007) netto holisticky pojatého nehmotného majetku byla odhadnuta jako rozdíl celkové výnosové hodnoty podniku, odhadnuté paušální metodou kapitalizovaných čistých výnosů viz (tab. 1) a substanční hodnoty podniku, odhadnuté na bázi historických účetních cen přepočtených na stálou cenu k datu ocenění¹¹ dle vztahu (1),

si toto období zaslouhuje důkladnou analýzu pro zajištění srovnatelnosti výsledků přesahující rozsah tohoto článku a je námětem pro pokračující výzkum. Na sledované období 2005 – 2011 nelze zvolenou výnosovou metodu ocenění aplikovat.

⁸ Údaj nutný pro objektivizaci účetního modelu na model ekonomický viz Mařík (1998; 2003; 2007).

⁹ Omezující podmínky, jejichž splnění je nutné pro aplikaci výnosové metody ocenění, mají za následek pozitivní ovlivnění testované hypotézy. Při vyvozování závěrů je proto nutné toto respektovat.

¹⁰ Hodnota jakéhokoliv aktiva, podnik nevyjímaje, je vždy vztažena pouze k určitému stanovenému časovému okamžiku tzv. rozhodnému dni, dni ocenění apod. Tento den je vždy nutno specifikovat v zadání oceňovacího projektu. Pokud je nutné provést ocenění v odlišném časovém období, než je den ocenění, vycházíme pouze z informací... „*které mohly být získány za předpokladu přiměřené odborné péče k datu rozhodného dne*“ (Mařík, 2007, s. 260).

¹¹ Teoreticky správný postup by byl přecenit veškeré majetkové položky per partes k datu ocenění. To ovšem nelze ani při tomto malém výběrovém souboru aplikovat. Další možností je použít metodu indexování agregovaných majetkových složek (např. zvlášť oběžný majetek, dlouhodobý majetek atd.), zde je ovšem základní limit již zmíněný omezující předpoklad nutnosti znát

graficky vyjádřeno na obrázku 1 (Sabolovič, 2009a). Daňové sazby v jednotlivých letech byly dosazovány dle platné legislativy:¹²

$$H_N = \frac{\sum_{t=1}^K \frac{q_t \cdot \check{C}V_t}{\sum_{t=+}^K q_t}}{i_k} - VK \quad (1)$$

kde

H_N – hodnota nehmotného majetku,

q_t – váhy,

i_k – kalkulovaná úroková míra,

VK – vlastní kapitál,

$\check{C}V$ – odnímatelný čistý výnos.

T a b u l k a 1

Postup odhadu výnosové hodnoty

Výsledek hospodaření před zdaněním	Odpisy z reprodukčních cen k datu ocenění
(+) odpisy	Trvale odnímatelný čistý výnos před daní
(-) Finanční výnosy	Daňový základ (s odpisy z posledního roku)
(-) Tržby z prodeje dlouhodobého majetku	Daňová sazba
(+) Zůstatková cena prodaného dlouh. majetku	Daň
(+) Mimořádné osobní náklady (+ restruk. atd.)	Trvale odnímatelný čistý výnos po daní
(-) Mimořádné výnosy	Bezriziková úroková míra
(+) Mimořádné náklady	Riziková prémie – variační koeficient
Upravený výsledek hospodaření před odpisy	Riziková prémie – Default Spread
Cenový index řetězový	Inflace
Cenový index bazický	Kalkulovaná úroková míra (náklady VK bez inflace)
Upravený výsledek hospodaření o inflaci	Výnosová hodnota provozní
Váhy	Neprovozní majetek k datu ocenění
Trvale odnímatelný čistý výnos před odpisy	Hodnota vlastního kapitálu – perpetuita

Zdroj: Vlastní zpracování.

Kalkulovaná úroková míra byla odhadnuta jako součet aktuální výnosnosti dlouhodobých státních dluhopisů a rizikové přírážky minus předpokládaná inflace dle ČNB. Bezriziková úroková míra byla odhadnuta na základě váženého

životnost aktiv, což nelze splnit. Proto jsou účetní hodnoty přepočteny k datu ocenění, viz část 1 Materiál a metody). Tento to postup pozitivně ovlivňuje testovanou hypotézu, což je nutné při její verifikaci mít na zřeteli.

¹² Aktuální daňové sazby jsou vyžadovány při použití metodiky kapitalizovaných čistých výnosů (Mařík, 2007) z důvodu dosažení objektivizace dat. Při dodržení tohoto principu dochází k pozitivnímu ovlivnění hypotézy.

průměru průměrných výnosů státních dluhopisů. Jako váhy byly použity počty let do splatnosti dluhopisů. Hodnoty byly čerpány z historických hodnot státních dluhopisů zveřejňovaných ČNB (2009), emitovaných Ministerstvem financí ČR. Riziková přírážka byla odhadnuta jako riziková prémie země technikou *Default Spread*, kterou pro tranzitivní ekonomiky doporučuje Damodaran (2004; 2009). Riziková prémie země je odhadnuta z rozdílu průměrné výnosnosti státních dluhopisů v ČR a průměrné výnosnosti T-Bonds v USA dle vztahu (2):

$$r_z = T_i - D_i \quad (2)$$

kde

- r_z – riziková prémie země,
- T_i – průměrná výnosnost státních dluhopisů v ČR,
- D_i – průměrná výnosnost T-Bonds v USA.

Odpisy z reprodukčních cen ze zadání byly zvoleny pro udržení principu objektivizace totožné s účetními odpisy z posledního roku předcházejícího rozhodnému dni. Odpisy v posledním roce sledovaného období byly uvažovány na úrovni maximální výše daňově uznatelných odpisů. Při stanovování trvale odnímatelného čistého výnosu bylo využito klouzavých vážených průměrů předcházejících období v délce 3 – 5 let (viz čítec vztahu (1)). Hodnoty odnímatelných čistých výnosů v letech předcházejících rozhodnému dni byly přepočteny na současnou hodnotu k datu ocenění indexovou metodou. Za položku vlastního kapitálu na hladině neúplné substanční hodnoty byla považována účetní hodnota vlastního kapitálu po odečtení zákonného rezervního (nedělitelného) fondu a přičtení rezerv.¹³

2. Výsledky a diskuse

2.1. Analýza trendu vývoje podílu nehmotného majetku

Jednotlivé kroky analýzy byly koncipovány jak z hlediska časové posloupnosti, tak z pohledu návaznosti vstupních údajů na základě konfirmativního přístupu k verifikaci vyřčené hypotézy H_0 . Nejprve byla provedena deskriptivní statistika výběrového souboru podniků a provedeno obecné zhodnocení prostřednictvím grafické analýzy. Následovala část analyticko-deduktivní, kde byla

¹³ Pohled na rezervy jako na cizí zdroj financování je poněkud rozporuplný. Pokud jsou v podniku vytvořeny, tak pouze podnik je může opět spotřebovat. Kloníme se proto k názoru považovat je za součást vlastního kapitálu podniku (např. Mařík, 2007; Živělová, 2003). Účetní hodnoty byly přepočteny k datu ocenění (viz část 1 Materiál a metody). Při odhadu trvale odnímatelného čistého výnosu byly vyloučeny položky, které nevykazovaly v minulém období periodický charakter, nebo nesplňovaly požadavky objektivizace (zejm. mimořádné, neperiodické, nesouvislé veličiny; dle Mařík, 2007).

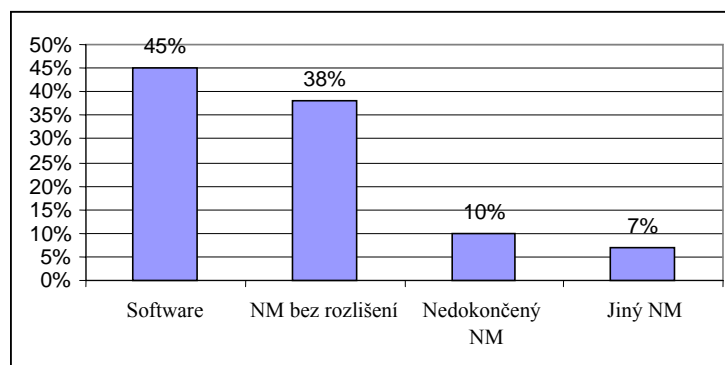
detrendizace časových řad provedena trendovou a diferenční stacionarizací.¹⁴ Dosažené výsledky byly následně shrnuty a komparovány s doposud publikovanými poznatky.

2.2. Analýzy četnosti výskytu nehmotného majetku výběrového souboru podniků

Z výsledků analýzy četnosti výskytu nehmotného majetku v účetnictví podniků vyplynulo, že 38 % ze všech podniků výběrového souboru nevedlo v účetní evidenci žádný dlouhodobý nehmotný majetek. Pouze 7 % podniků vedlo v evidenci nehmotný majetek po celé sledované období.

Graf 1

Četnost nehmotného majetku v účetnictví výběrového souboru podniků 1993 – 2005



Zdroj: Vlastní zpracování.

Zbývající podniky vedly alespoň jednu položku nehmotného majetku po dobu jednoho roku. Z toho 45 % podniků evidovalo pouze software, 38 % podniků evidovalo dlouhodobý nehmotný majetek bez rozlišení, 10 % podniků evidovalo nedokončený dlouhodobý nehmotný majetek a 7 % podniků evidovalo jiný dlouhodobý majetek, opravné položky na nehmotný majetek, zřizovací výdaje a poskytnuté zálohy na dlouhodobý nehmotný majetek (viz graf 1).

Časové řady celkových výnosových hodnot a substančních hodnot jednotlivých podniků byly vizuálně posouzeny vnesením hodnot v časové řadě do bodového grafu, posouzením polohy a sklonu proložené lineární trendové funkce, posouzením a komparací koeficientů korelace, komparací numerických hodnot absolutních členů regresních rovnic a komparací numerických hodnot směrnice regresních rovnic (obr. 1, tab. 2).

¹⁴ Pro grafické znázornění a výpočty byl použit Microsoft Office Excel 2003 (11.8307.8221) SP3.

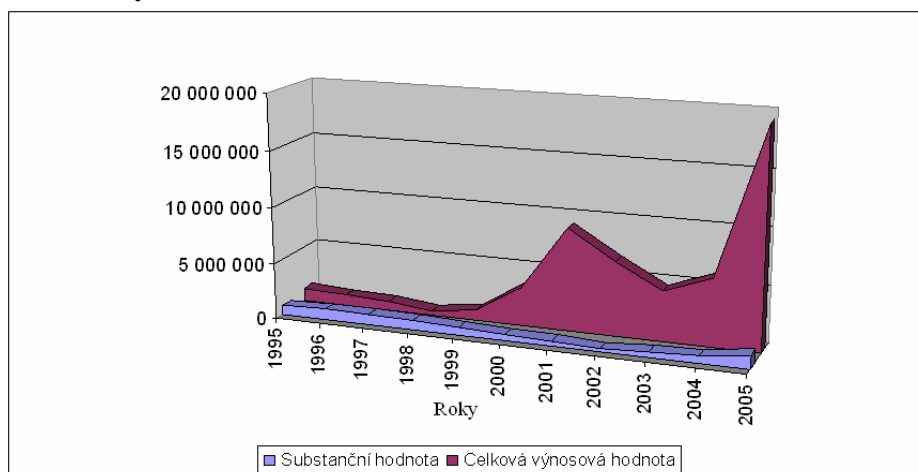
T a b u l k a 2
Trendy vývoje hodnot

Trend	Absolutní četnost (%)
CH růst, NH růst, SH růst	58.62
CH růst, NH pokles, SH růst	10.34
CH růst, NH růst, SH pokles	10.34
CH pokles, NH pokles, SH pokles	10.34
CH pokles, NH pokles, SH růst	10.34

Zdroj: Vlastní zpracování.

V 58,62 % podniků došlo ve sledovaném období k výraznému růstu celkové výnosové hodnoty podniku, oproti substanční hodnotě podniku. Směrnice funkce trendu celkové výnosové hodnoty byla výrazně vyšší než směrnice funkce trendu růstu substanční hodnoty. Tento růst byl u sledovaných podniků natolik výrazný, že jej lze interpretovat jako strmý růst hodnoty nehmotného majetku. V 10,34 % podniků došlo ve sledovaném období k pozvolnému mírnému nárůstu celkové výnosové hodnoty oproti tempu nárůstu substanční hodnoty. Směrnice funkce trendu substanční hodnoty u podniků s mírným růstem je vyšší než směrnice funkce trendu celkové výnosové hodnoty. Tento stav vyjadřuje, že ve sledovaném období docházelo sice k růstu celkové výnosové hodnoty podniku, ale k poklesu podílu hodnoty nehmotného majetku na celkové výnosové hodnotě podniku. V 10,34 % podniků došlo ve sledovaném období k růstu celkové výnosové hodnoty, a zároveň k poklesu substanční hodnoty podniku. Směrnice funkce trendu celkové výnosové hodnoty byla kladná a směrnice funkce trendu substanční hodnoty záporná. Z rozdílu trendu vývoje těchto hodnot lze vyvodit, že došlo k nárůstu hodnoty nehmotného majetku. V další skupině podniků o četnosti výskytu 10,34 % došlo k poklesu celkové výnosové hodnoty podniku, a zároveň k poklesu substanční hodnoty. Směrnice funkcí trendu byly v obou případech záporné, ale celkové výnosové hodnoty byly hodnoty nižší. Z tohoto stavu lze vyvodit, že došlo k poklesu hodnoty nehmotného majetku. V poslední skupině podniků s četností 10,34 % došlo k poklesu celkové výnosové hodnoty podniku, a zároveň k růstu substanční hodnoty. Směrnice funkce trendu celkové výnosové hodnoty byla záporná a směrnice trendu substanční hodnoty kladná. Ve sledovaném období došlo v této skupině podniků k poklesu hodnoty nehmotného majetku. Celkově v 68,98 % podniků došlo ve sledovaném období k výraznému růstu celkové výnosové hodnoty podniku, oproti substanční hodnotě podniku. Tento růst lze interpretovat jako růst hodnoty nehmotného majetku na celkové výnosové hodnotě analyzovaných podniků. Dosažené hodnoty byly na základě subjektivního posouzení pravděpodobnosti zařazeny do kategorie dosti pravděpodobné. Graf 2 zobrazuje sumarizované kategorie hodnot v cenách roku 2005. Ze zobrazené sumy výnosových hodnot lze dle našeho názoru vyvodit přímou návaznost na chování ekonomiky ČR a neekonomických vlivů v jednotlivých letech.¹⁵

Graf 2
Poměr sumy hodnot v cenách roku 2005



Zdroj: Vlastní zpracování.

2.3. Trendová stacionarizace

Trendová stacionarizace byla provedena vyloučením časové systematické složky (trendu) vyjádřením času prostých reziduí. Pro test byla zvolena funkční závislost hodnoty nehmotného majetku H_N na hodnotě podniku H (3):

$$H_N = f(H) \quad (3)$$

Mezi zkoumanými veličinami, hodnotou podniku a hodnotou nehmotného majetku byla předpokládána lineární závislost. Dané hodnoty byly aproximovány polynomem prvního stupně (4):

$$y = b \cdot x + a \quad (4)$$

Pro určení závislosti v modelu vyjádřené vztahem (4) byl pro jednotlivé podniky v rámci korelační analýzy vypočítán korelační koeficient reziduí r . Pro celkové posouzení získané výběrové koeficienty korelace r nelze prostým způsobem průměrovat z důvodu zachování kritérií bodového odhadu T (Hindls, Hronová a Seger, 2002). Pro zhodnocení síly závislosti celého vybraného souboru byly korelační koeficienty r transformovány na výběrový koeficient korelace r_z Fischerovou transformací (5):

$$r \xrightarrow{\text{Fischerova transformace}} r_z = \frac{1}{2} n \frac{1+r}{1-r} \quad (\text{tabelováno}) \quad (5)$$

¹⁵ Hlubší rozbor této souvislosti by byl zajisté velmi zajímavý, ale není předmětem tohoto výzkumu.

Po vypočtení průměrného výběrového koeficientu korelace byla pomocí tabulovaných hodnot provedena zpětná transformace r_z na souhrnný korelační koeficient r_r . Hodnota souhrnného korelačního koeficientu $r_r = 0,994$ svědčí o velmi vysoké závislosti hodnoty nehmotného majetku na celkové výnosové hodnotě podniku. Druhým přístupem pro vyhodnocení míry závislosti bylo porovnání celkového průměrného korelačního koeficientu r_r s tabulkovými hodnotami pro vyhodnocování statistických hypotéz dle vztahu (6) a potvrzení hypotézy při nerovnosti (7):

$$t_{n-2} = |r| \cdot \sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}} \quad (6)$$

$$r_r > r_{tab} \quad (7)$$

Na hladině významnosti 0,01 byla hodnota koeficientu $r_{tab} = 0,181$ pro $n = 200$. Při porovnání hodnot s hodnotou $r_r = 0,994$ pro $n = 308$ bylo dosaženo nerovnosti dle vztahu (7), což svědčí o velmi vysoké hodnotě závislosti.

2.4. Diferenční stacionarizace

Diferenční stacionarizace byla provedena na základě logaritmické transformace výchozích empirických dat prostřednictvím první diference logaritmicky transformovaných výchozích údajů.¹⁶ Výpočet a vyhodnocení celkového průměrného korelačního koeficientu byly provedeny na základě stejného postupu jako v případě trendové stacionarizace. Hodnota souhrnného korelačního koeficientu $r_r = 0,976$ svědčí o velmi vysoké závislosti hodnoty nehmotného majetku na celkové výnosové hodnotě podniku. Porovnáním empirického koeficientu r_r s hodnotami r_{tab} dle vztahu (7) na hladině významnosti 0,01 – $r_{tab} = 0,181$ pro $n = 200$, $r_r = 0,994$ pro $n = 308$ byla prokázána velmi vysoká hodnota závislosti. Na základě výsledků předcházejících kroků analýzy byl pro model dále rozšířen a vytvořen statický model závislosti podílu nehmotného majetku na celkové hodnotě podniku, odhadnuté výnosovým přístupem. Funkční závislost proměnných byla reformulována za účelem vyjádření citlivosti zkoumané závislosti (8):

$$\frac{1}{H} = a \cdot \frac{1}{H_N} + b \quad (8)$$

kde

H – celková výnosová hodnota podniku,

H_N – hodnota nehmotného majetku.

¹⁶ Diferenci byla data zbavena lineárního trendu. Pro výpočet bylo třeba z empirických hodnot vyloučit hodnoty záporné a nulové. Celkové výnosové hodnoty podniků a hodnoty nehmotného majetku byly zlogaritmovány dle vztahu (7), čímž bylo log-normální rozdělení transformováno na rozdělení normální.

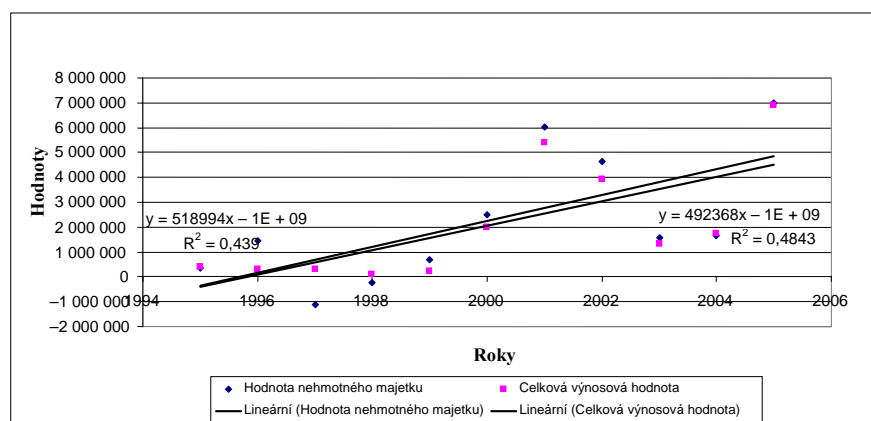
Pro statistickou analýzu závislosti podílu hodnoty nehmotného majetku na celkové výnosové hodnotě podniku byly vypočteny převrácené hodnoty reziduí a testována jejich korelace dle předcházejícího postupu. Hodnota souhrnného korelačního koeficientu $r_r = 0,5699$ je nižší než hodnoty koeficientů trendové a diferenční stacionarizace, kde koeficienty dosahovaly hodnot přes 0,9. Je ovšem nutno zohlednit, že testovaný model byl velmi obecný a byl pouze prvním stupněm při konstrukci dynamického modelu. Dle zvolené klasifikační stupnice lze z této části analýzy vyvodit významnou citlivost podílu nehmotného majetku na celkové výnosové hodnotě podniku. Porovnání koeficientu r_r hodnotami r_{tab} dle vztahu (7) bylo provedeno pro hodnotu nejbližšího počtu stupňů volnosti $n = 200$, kdy na hladině významnosti 0,01 je hodnota koeficientu $r_{tab} = 0,181$. Při porovnání s $r_r = 0,5699$ bylo dosaženo nerovnosti dle vztahu (7), což svědčí o významném podílu hodnoty nehmotného majetku na celkové výnosové hodnotě analyzovaných podniků.

2.5. Diskuse

Grafická analýza umožnila vyvodit implikace o trendu vývoje hodnoty nehmotného majetku.

G r a f 3

Trend vývoje nehmotného majetku



Zdroj: Vlastní zpracování.

Jejími slabinami jsou zejména značná subjektivita při volbě trendové funkce, hodnocení grafů a vyvozování závěrů z dílčích numerických funkcí per partes. Graf 3 obrazuje trend vývoje hodnot nehmotného majetku a celkových výnosových hodnot podniků a jejich vzájemný poměr. Kategorie hodnot byly zobrazeny ve společném bodovém grafu a proloženy lineárními trendy

$$b_{ni} > b_{ci}$$

$$518994 > 492368 \quad (9)$$

kde

b_{ni} – směrnice trendu vývoje nehmotného majetku,

b_{ci} – směrnice trendu vývoje celkové výnosové hodnoty.

Z rozboru lze vyvodit závěr o růstu podílu hodnoty nehmotného majetku na celkové výnosové hodnotě vybraného souboru podniků. Celkově může být sledované období okomentováno výrokem o pozitivním růstu hodnoty nehmotného majetku vybraného souboru podniků v ČR. Pomocí trendové a diferenční stacionarizace byl tento závěr potvrzen. Pro vyjádření závislosti hodnoty nehmotného majetku na čase byla provedena přímá dynamizace statického modelu (8) zavedením systematické časové složky t . Dynamický model vývoje podílu nehmotného majetku na výnosové hodnotě podniku je vyjádřen model ve tvaru (10).

$$\frac{1}{H} = a \frac{1}{H_N} + c \cdot \frac{t}{H_N} \quad (10)$$

Testování dynamického modelu (10) bylo provedeno shodnou metodikou a při posouzení stejných faktorů jako u statického modelu. Numerické vyjádření modelu má řadu omezení, vyplývajících z velmi odlišné ekonomické charakteristiky podniků. Vztah (11) byl odvozen po dosazení a úpravě vztahu (10). Koefficienty byly odhadnuty na podkladě regrese převrácených hodnot dle vztahu (10). Výslednou funkci (11) lze využít pro argumentaci a předběžné rozmezí výše odhadu podílu hodnoty nehmotného majetku na celkové výnosové hodnotě podniku. Pro přesnější použití je nutné jej přizpůsobit odvětví a implementovat potenciál trhu, což bude předmětem našeho dalšího výzkumu.

$$\frac{H_N}{H} = 2,6668 \cdot 10^{-6} - t \cdot 1,1580 \quad (11)$$

O relevanci těchto výsledků a návaznosti na hospodářský cyklus jsme se zmiňovali v diskusi k přecházející podpůrné analýze. Z prostého součtu hodnot statistiky velmi malého rozsahu, jako je počet 29 podniků, nelze vyvodit relevantní výrok o celkovém vývoji v ČR. Smyslem této analýzy bylo potvrzení ekonomické relevance odhadu trendu vývoje podílu nehmotného majetku na celkové výnosové hodnotě podniků, a nalezení prvotních hybatelů pro další výzkum. Na základě ověření odhadu dynamickým modelem korelace časových řad byla verifikována vyřčená hypotéza, čímž bylo dosaženo obdobných výsledků jako v analýzách provedených významnými zahraničními autory v této oblasti (Smith, 1996; Smith a Parr, 2000; Lev, 2001; Sveiby, 2005).

Závěr

Na základě provedené analýzy lze konstatovat, že ve sledovaném období došlo v České republice k rostoucímu trendu podílu hodnoty nehmotného majetku na celkové výnosové hodnotě podniků. Trend rozevírání nůžek mezi hodnotou nehmotného majetku a hmotné substance je empiricky prokázán v USA již od druhé poloviny 70. let (Lev, 2001; Sveiby, 2005) a výsledky prokázaly, že Česká republika se mu v době transformace začala přibližovat. Hypotéza H_0 byla verifikována. Problematika analýzy vývoje hodnoty nehmotného majetku podniků dosud nebyla v ČR předmětem extenzivního výzkumu snažícího se obsáhnout širší rozsah ekonomických subjektů. Výstupy ve formě teoretických a empirických analýz a navržených modelů mají přímou praktickou upotřebitelnost ve znalecké a odhadcovské praxi pro argumentaci v procesu oceňování. Vytvořené modely a aplikovaná metodika umožňují extenzivní analýzy časových řad a jsou vhodné pro statistické zpracování. Na základě dosažených závěrů je zřejmé, že diskrepance v managementu nehmotného majetku jsou v tranzitivních ekonomikách velmi výrazné. Přestože se stále hovoří o znalostní ekonomice, management podniků dokáže znalosti exploatovat ve velmi omezené míře. Ačkoliv hodnotu, kterou nehmotný majetek přináší, lze analyzovat a následně řídit, jak ukazují zahraniční studie, v tranzitivních ekonomikách stále existuje reálné omezení v dostupnosti potřebných dat spolu se snahou o netransparentnost vykázaných výsledků. I přes uvedená omezení je tato oblast podnětem pro dosahování tvůrčích výsledků vědecké a analytické práce se zpětnou vazbou v praxi podnikové ekonomiky a hodnotovém managementu. Dalším připravovaným stupněm výzkumu v oblasti nehmotného majetku je rozšíření výběrového souboru a analýza jednotlivých oborů dle převažující CZ-NACE, analýza vývoje hodnoty nehmotného majetku v období ekonomické krize v období 2005 – 2011, aplikace teorie gnostických dat a tvorba robustního nestatistického modelu analýzy hodnoty nehmotného majetku využitím Choquetova integrálu.

Literatura

- ARLT, J.– ARLTOVÁ, M. (2003): Finanční časové řady. Praha: Grada Publishing, 220 s. ISBN 80-247-0330-0.
- BĚLOHRADSKÁ, Z. (1995): Význam zvyšování povědomí o právech průmyslového vlastnictví pro obchodní strategii malých a středních podniků. Praha: Úřad průmyslového vlastnictví, 80 s. ISBN 80-7282-042-7.
- ČADA, K. (2007): Oceňování nehmotného majetku. 2. upravené vydání. Praha: Oeconomica, 210 s. ISBN 978-80-245-1187-0.
- ČADA, K. (2002): Oceňování nehmotného majetku. Praha: Oeconomica, 93 s. ISBN 80-245-0347-6.

- České účetní standardy pro účetní jednotky, které účtují podle vyhlášky č. 500/2002 Sb. In: Finanční zpravodaj MF ČR 11-12/2003. [Online.] Cit. 14. 06. 2008. Dostupné z: <http://www.businessinfo.cz/files/2005/070208_FZ-MFCR-11-12-1-2003.pdf>.
- ČNB (2009): Středně a dlouhodobé dluhopisy. [Online.] Cit. 12. 02. 2009. Dostupné z: <http://www.cnb.cz/m2export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_trhy/trh_statnich_dluhopisu/sd/download/AUKCE_SD_HISTORIE.XLS>.
- DAMODARAN, A. (2004): *Investment Fables*. New York: Prentice Hall, 539 s. ISBN 0-13-140312-5.
- DAMODARAN, A. (2009) *Measuring Company Exposure to Country Risk: Theory and Practice*. [Online.] Cit. 14. 02. 2009. Dostupné z: <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/New_Home_Page/valquestions/CountryRisk.htm>.
- HINDLS, R. – HRONOVÁ, S. – SEGER, J. (2002): *Statistika pro ekonomy*. Praha: Professional Publishing, 415 s. ISBN 80-86419-26-6.
- IDW (2005): IDW Standard: Grundsätze zur Durchführung von Unternehmensbewertungen (IDW S 1) In: WPg, 58, s. 1303 – 1321.
- IFRS 3 (2008): *Business Combination*. London: IFRS Foundation/IASB.
- IVS (2007): *International Valuation Standards 2007*. London: International Valuation Standards Council.
- JUREČKA, J. (2000): *Ocenění ochranné známky*. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, 67 s. ISBN 80-7079-983-8.
- JUREČKA, J. (2004): Poznámky k obsahu a formě znaleckých posudků na ocenění podniku. In: *Metodické problémy oceňování podniku*. [Sborník z mezinárodní konference.] Praha: IOM VŠE, s. 132 – 141. ISBN 80-245-0738-2.
- JUREČKA, J. (2005): Mezinárodní oceňovací standardy IVS a česká oceňovací praxe v oblasti nehmotného majetku. In: *Standardy pro oceňování podniku*. [Sborník ze 4. mezinárodní konference.] Praha: Oeconomica, s. 255 – 264. ISBN 80-245-0907-5.
- JUREČKA, J. (2006). *Oceňování ochranné známky jako součásti nehmotného majetku*. Praha: Oeconomica, 73 s. ISBN 80-245-1074-X.
- JUREČKA, J. (2007): *Oceňování ochranné známky s případovými studii*. 2. přepracované vydání. Praha: Oeconomica, 121 s. ISBN 978-80-245-1303-4.
- KALOUDA, F. (2005): *Presentace nehmotných aktiv v české účetní dokumentaci – význam, alokace a struktura*. In: *Finanční řízení podniku a finančních institucí*. [Sborník z 5. mezinárodní konference.] Ostrava: VŠB-TU, s. 170 – 177. ISBN 80-248-0938-9
- KUMAR, N. (2008): *Marketing jako strategie vedoucí k úspěchu*. Praha: Grada Publishing, 240 s. ISBN 978-80-247-2439-3.
- LEV, B. (2001): *Intangibles: Management, Measurement and Reporting*. Washington, DC: Brooking Institution Press, 228 s. ISBN 08-157009-3-8.
- MAŘÍK, M. (1996): *Oceňování podniků*. Praha: Ekopress, 111 s. ISBN 80-90191-1-9.
- MAŘÍK, M. (1998): *Určování hodnoty firem*. Praha: Ekopress, 206 s. ISBN 80-86119-09-2.
- MAŘÍK, M. (2003): *Oceňování podniku*. Praha: Ekopress, 402 s. ISBN 80-86119-57-2.
- MAŘÍK, M. – MAŘÍKOVÁ, P. (2005): *Moderní metody hodnocení výkonnosti a oceňování podniku*. II. Vydání. Praha: Ekopress, 164 s. ISBN 80-86119-61-0.
- MAŘÍK, M. (2007): *Diskontní míra pro výnosové oceňování podniku*. Praha: Oeconomica, 241 s. ISBN 978-80-245-1242-6.
- MALÝ, J. (2002): *Obchod nehmotnými statky*. Praha: C. H. Beck, 257 s. ISBN 80-7179-320-5.
- MALÝ, J. (2007): *Oceňování průmyslového vlastnictví – nové přístupy*. Praha: C. H. Beck, 182 s. ISBN 978-80-7179-464-6.
- ROJÍČEK, M. – SIXTA J. – ŠIROKÝ, M. – VOZÁR, O. (2009): *Příčiny a odstraňování nesrovnatelnosti časových řad*. *Statistika: Ekonomicko-statistický časopis*, č. 2, s. 95 – 111.
- SABOLOVIČ, M. (2008a): *Technology Transfer as Value Ratio Enlargement*. *European Research Studies*, X, č. 3 – 4, s. 81 – 89.
- SABOLOVIČ, M. (2008b): *Možnosti implementace managementu znalostí v interním prostředí SMEs*. In: *Proměny Evropy 2008*. [Mezinárodní konference.] Praha: DTO CZ.

- SABOLOVIČ, M. (2009a): Metodika odhadu hodnoty nehmotného majetku ve znalecké praxi. In: Právní a ekonomické problémy IX. [Sborník.] Ostrava: KEY Publishing, 199 s. ISBN 978-80-7418-016-3.
- SABOLOVIČ, M. (2009b): Oceňování podniku. [Disertační práce.] Brno: Mendelova Univerzita, 187 s.
- SMITH, G. V. (1996): Trademark Valuation. New York: John Wiley & Sons. Inc., 300 s. ISBN 0-471-14112-7.
- SMITH, G. V. – PARR, R. L. (2000). Valuation of Intellectual Property and Intangible Assets. New York: John Wiley & Sons, 638 s. ISBN 0-471-36281-6.
- SVAČINA, P. (2007): Oceňování nehmotných statků [Přednáška na semináři *Inovace a jejich management I.*] Praha: Technologické centrum AV ČR, 14. 3. 2007.
- SVAČINA, P. (2010): Oceňování nehmotných aktiv. Praha: Ekopress, 214 s. ISBN 978-80-86929-62-0.
- SVEIBY, K. (2005): Measuring Intangibles and Intellectual Capital – An Emerging First Standard. [Online.] Cit. 10. 04. 2005. Dostupné z: <<http://www.sveiby.com/articles/EmergingStandard.html>> .
- US Government Printing Office (2002): Public Law 107 – 204 – Sarbanes-Oxley Act of 2002. [Online.] Cit. 10. 08. 2010. Dostupné z: <<http://www.gpo.gov/fdsys/pkg/PLAW-107publ204/pdf/PLAW-107publ204.pdf>>.
- Zákon č. 513/1991 Sb. Obchodní zákoník. In: Sbírka zákonů České republiky. [Online.] Cit. 10. 08. 2009. Dostupné z: <<http://aplikace.mvcr.cz/archiv2008/sbirka/>>.
- Zákon č. 563/1991 Sb. O účetnictví. In: Sbírka zákonů České republiky. [Online.] Cit. 15. 07. 2010. Dostupné z: <<http://aplikace.mvcr.cz/archiv2008/sbirka/>>.
- ŽIVĚLOVÁ, I. (2003): Finanční řízení podniku II. Brno: MZLU, 88 s. ISBN 80-7157-369-8.