

Efekt precenenia položiek súvahy na výsledok hospodárenia podnikov

Zuzana SCHWARTZOVÁ* – Štefan LYÓCSA** – Eduard BAUMÖHL***

The Effect of Revaluation of Balance Sheet Items on Operating Results

Abstract

We have proposed a methodology for analysing the impact of changes in accounting appraisal methods (with compliance to the harmonization process of IAS/IFRS) on the profit/loss of a company. Using the principles of Gini coefficient, we have derived and designed two measures which can be used for quantifying differences in profit/loss distribution functions of companies. In the empirical part of the paper our results confirm, that the impact of the process of IAS/IFRS implementation in a company may depend on the industry in which it operates. These results have also been confirmed when we reclassified companies into more homogeneous groups using cluster analysis.

Keywords: *revaluation of balance sheet items, IAS/IFRS, Gini coefficient, distribution of operating results*

JEL Classification: M41

Úvod

Ocenenie položiek aktív a pasív zásadne ovplyvňuje celkovú vypovedaciu schopnosť finančných výkazov, ako aj celkovú finančnú situáciu podniku. Nesprávne vykázanie výšky majetku a záväzkov môže negatívne ovplyvniť používateľov účtovných informácií pri ich ekonomickom rozhodovaní.

* Zuzana SCHWARTZOVÁ, Ekonomická univerzita v Bratislave, Podnikovohospodárska fakulta v Košiciach, Katedra financií a účtovníctva, Tajovského 13, 041 30 Košice; e-mail: schwartzz@stonline.sk

** Štefan LYÓCSA, Ekonomická univerzita v Bratislave, Podnikovohospodárska fakulta v Košiciach, Katedra hospodárskej informatiky a matematiky, Tajovského 13, 041 30 Košice; e-mail: stefan.lyocsa@gmail.com

*** Eduard BAUMÖHL, Ekonomická univerzita v Bratislave, Podnikovohospodárska fakulta v Košiciach, Katedra ekonómie, Tajovského 13, 041 30 Košice; e-mail: eduard.baumohl@euke.sk

Pri ocenení majetku a záväzkov podľa slovenskej legislatívy a koncepcie IAS/IFRS¹ sa využívajú oceňovacie základne, medzi ktoré patria aj metódy prognózujúce budúci vývoj trhu (súčasná hodnota budúcich peňažných tokov zohľadňujúca časovú hodnotu peňazí). V rámci novelizácií zákona o účtovníctve sa slovenská účtovná prax stretáva s novou oceňovacou základňou – súčasnou hodnotou – využívanou v koncepcii IAS/IFRS, ktorá bola zavedená novelou zákona o účtovníctve č. 198/2007 Z. z. s účinnosťou od 1. 1. 2008. Využívala sa v oblasti ocenenia dlhodobých pohľadávok a záväzkov, a zároveň bola záväzná len pre podniky s povinnosťou auditu. Pred nadobudnutím účinnosti bol zákon v novembri 2007 opäť novelizovaný a táto povinnosť prakticky zanikla.

Diskontovanie budúcich peňažných tokov na súčasnú hodnotu je v účtovníctve Slovenskej republiky obmedzené len na položky pohľadávok a záväzkov v majetku fondu. Podľa IAS/IFRS je pôsobnosť metódy diskontovania na súčasnú hodnotu rozšírená. Využíva sa okrem diskontovania dlhodobých pohľadávok a záväzkov predovšetkým pri ocenení dlhodobého hmotného a nehmotného majetku. Modely diskontovaného *cash flow* (DCF modely²) sa používajú ako alternatívne nástroje na stanovenie reálnej hodnoty, ak neexistuje aktívny trh, na ktorom sa obchoduje s predmetným aktívom. Diskontovanie budúcich peňažných tokov sa používa aj pri precenení hodnoty aktív (IAS 36 – test na zníženie hodnoty aktíva).

Hlavnými cieľmi predkladaného príspevku sú:

- navrhnuť metodológiu merania vplyvu precenenia vybraných položiek súvahy na výsledok hospodárenia,
- kvantifikovať odlišnosti v rozdelení týchto efektov medzi odvetviami,
- zistiť, či je možné očakávať, že veľkosť vplyvu precenenia závisí od príslušnosti podniku k odvetviu.

Vychádzajúc z predpokladu, že podnikateľské aktivity sa sčasti odrážajú v štruktúre súvahy podniku, považujeme za prínosné merať vplyvy účtovných zmien, a zároveň odhadnúť, pri ktorých skupinách podnikov budú najvýraznejšie. Podniky uvažujúce o precenení svojich pohľadávok a záväzkov získavajú možnosť ovplyvňovať vykazované výsledky hospodárenia (ďalej len VH). Kvantifikácia tejto možnosti je ďalším prínosom predkladaného príspevku. Navrhovanú metodológiu budeme v empirickej časti overovať na údajoch z podnikov v Košickom a Prešovskom kraji za rok 2007.

V prvej časti prezentujeme vedecké výskumy, z ktorých sme pri našej práci vychádzali. V druhej časti navrhujeme metodológiu a v tretej časti prezentujeme výsledky z empirického výskumu.

¹ Medzinárodné účtovné štandardy IFRS zahŕňajú: rámcovú osnovu, štandardy IAS a interpretácie SIC publikované do roku 2002, ako aj štandardy IFRS a interpretácie IFRIC publikované od roku 2003. Na zjednodušenie budeme celú koncepciu označovať ako IAS/IFRS.

² Ide o dobre známu koncepciu, preto nepokladáme za dôležité sa jej bližšie venovať.

1. Empirické výskumy

Problematika zavádzania účtovných štandardov IAS/IFRS predstavuje v slovenských podmienkach novú oblasť empirického skúmania. V 90. rokoch dvadsiateho storočia bolo viacero prác zameraných na skúmanie účtovnej legislatívy (ďalej len ÚL) krajín strednej a východnej Európy. Ako uvádza Roberts, Weetman a Gordon (2005), v tomto regióne neexistujú dve krajiny s rovnakou ÚL. V relevantnej vedeckej literatúre sme sa stretli s početným zastúpením empiricky orientovaných výskumov. Tieto empirické práce analyzujú vplyv implementácie vybraných oblastí vykazovania podľa IAS/IFRS štandardov na ekonomické subjekty. Tie sa spravidla realizujú v krajinách, ktoré disponujú fungujúcimi kapitálovými trhmi, zrejme kvôli dobrej dostupnosti údajov (napr. Jermakowicz, 2004). Konkrétne môžeme nami analyzovanú problematiku zhrnúť do dvoch oblastí, ktoré v publikáciách dostávajú značný priestor. Ide o: a) kvalitu účtovníctva a b) vplyvy zmien vyplývajúcich z prechodu na vykazovanie v súlade s IAS/IFRS na podniky.

Pojmom *kvalita účtovníctva* rozumieme štruktúru VH, prípadne asymetriu informácií medzi skutočným stavom podniku a zverejneným stavom podľa národnej ÚL. Napríklad Jeanjean a Stolowy (2008) analyzovali rozdelenie VH vybraných podnikov vo Francúzsku, v Austrálii a vo Veľkej Británii s cieľom zistiť, či po zavedení koncepcie IAS/IFRS mali podniky väčšiu tendenciu ovplyvňovať vykazovaný VH. Ako proxy ukazovateľ možnej manipulácie použili neštandardnú koncentráciu VH v blízkosti 0. K relevantným výskumom radíme aj prácu Gassena a Sellhorna (2006), ktorí skúmali, či prijatie pravidiel IAS/IFRS zaručilo vyššiu úroveň transparentnosti a porovnateľnosti. K ukazovateľom kvality VH použili tzv. trhové a účtovné charakteristiky VH. K účtovným patria: objem akruálnych položiek, perzistentnosť, predikovateľnosť a vyrovnanosť VH. Trhové sú: miera asociácie medzi VH a trhovou hodnotou podniku, čas od konca účtovného obdobia po zverejnenie účtovnej závierky a miera konzervatívneho účtovania (k obom bližšie aj v práci Francis et al., 2004). K tejto podoblasti spomenieme ešte prácu Christensen, Lee a Walker (2009), ktorí vychádzali z porovnávaní VH podnikov, ktoré vykazujú aspoň podľa dvoch foriem národnej ÚL. Rozdiel vo VH môže byť zdrojom určitej informácie o snahe ovplyvňovať VH.

Mierne odlišný prístup k tejto problematike výskumu mali autori, ktorí sledovali vplyv kvality účtovníctva na mieru asymetrie informácií z VH pre manažment a pre investorov, prípadne medzi investormi navzájom. Ball et al. (2003) tvrdili, že kvalita zverejňovaných účtovných informácií je funkciou jednak prijatých účtovných postupov, ale najmä kultúry vlastných motívov v danej krajine a podniku. Vychádzajúc z tejto práce, Chen a Cheng (2007, s. 284) argumentovali:

„V krajinách s kontinentálnym právnym systémom charakterizovaným orientáciou zverejňovania pre zúčastnené strany, nastavenie postupov účtovania a ich presadzovanie sú primárnymi funkciami verejného sektora a je pravdepodobnejšie, že informačná asymetria bude rozložená vnútornou komunikáciou so zúčastnenými stranami.“ Už spomínaní autori Gassen a Sellhorn (2006) analyzovali, či existuje asociácia medzi kvalitou účtovníctva a mierou informačnej asymetrie meranej prostredníctvom veľkosti rozpätia (*spread*) cien príslušnej akcie, obratom akcií, volatilitou akciových výnosov, rozptylom prognóz, rozdielom medzi nominálnou cenou pri upisovaní akcií a trhovou cenou akcií. Leuz (2003) skúmal rozdiely v informačnej asymetrii medzi podnikmi, ktoré používali US GAAP (Generally Accepted Accounting Principles) alebo IAS/IFRS. Výsledky týchto výskumov nie sú jednoznačné. Gassen a Sellhorn (2006) zistili, že na jednej strane v podnikoch aplikujúcich IAS/IFRS bolo cenové rozpätie akcií nižšie, ale zároveň vyššia volatilita akciových výnosov. Zdá sa, ako keby viac informácií zvyšovalo volatilitu. Ani Leuz (2003) nepreukázal, že rozdiely v asymetrii informácií by boli medzi skupinami jednoznačné. Jednou z príčin môže byť neexistencia jednoznačného ukazovateľa informačnej asymetrie.

V predchádzajúcom texte sme už spomenuli vplyv právneho systému na využívanie národnej ÚL. Renders a Gaeremynck (2007) overovali asociáciu medzi inštitucionálnym prostredím krajiny a rozhodnutím podniku prijať koncepciu IAS/IFRS, pričom vychádzali z empirických výskumov, ktoré naznačovali, že v krajinách, kde by sa adoptovaním IAS/IFRS výrazne zmenšili osobné prínosy manažérov, je tendencia prechodu na IAS/IFRS nižšia. Uvedený jav sa spája s ochranou investorov. Vzhľadom na cieľ tohto článku a potreby na Slovensku považujeme za relevantný aj výskum v oblasti konvergencie národnej ÚL k IAS/IFRS. Zaujímavou myšlienkou v tejto súvislosti je, že snaha o rovnaké účtovné postupy, s cieľom získať porovnateľné výstupy, je na druhej strane vyvážená väčšou snahou neeticky („nekalou“) ovplyvňovať VH (Gassen a Sellhorn, 2006). Výskumy naznačujú, že už samotné dobrovoľné rozhodnutie podniku prijať štandardy IAS/IFRS môže byť signálom, že podnik nemá tendenciu neeticky ovplyvňovať VH (napr. Daske et al., 2008; Armstrong et al., 2007; Barth, Landsman a Lang, 2008; Jeanjean a Stolowy, 2008). Sucher a Jindrichovska (2004) sa venovali problémom a obavám z prechodu na IAS/IFRS v tranzitívnych ekonomikách, konkrétne v Českej republike. Pomocou rozhovorov s relevantnými zástupcami vybraných podnikov opisovali možné prekážky pri implementácii IAS/IFRS. Kým v krajinách s rozvinutým kapitálovým trhom sa spravidla stretávame s dôrazom na transparentnosť účtovných informácií, v tomto výskume respondenti zdôrazňovali obavy z vplyvu prípadných zmien na výšku daní.

Druhú skupinu výskumov môžeme charakterizovať ako snahu o kvantifikáciu zmien národných ÚL na vybrané finančné ukazovatele podnikov. Napríklad Hung a Subramanyam (2007) porovnávali zmenu finančných ukazovateľov vychádzajúcich z nemeckých GAAP a IAS/IFRS. Vzniknuté rozdiely priradili skutočnosti, že IAS/IFRS majú tendenciu k trhovému oceneniu, kým nemecké GAAP sú viac odkázané na historické ceny, ktoré majú väčšiu mieru zotrvačnosti. Dôsledkom je vyššia miera variability finančných ukazovateľov počítaných z IAS/IFRS. Daske (2006) overoval, či podniky adoptujúce IAS/IFRS majú nižšie náklady na kapitál. Ak platí, že IAS/IFRS sprehľadňujú vykazovanie, pre investorov by to malo predstavovať menšie riziko a v konečnom dôsledku sa to premietne do nižších nákladov na kapitál. Túto myšlienku sa však nepodarilo potvrdiť. Ďalším zaujímavým prínosom pre ekonomickú vedu je skúmanie väzby medzi tendenciou investorov investovať mimo domácich trhov a adoptovaním IAS/IFRS. Existencia národných GAAP by mala pôsobiť ako určitá bariéra pre zahraničných investorov (Beneish a Yohn, 2008). Podniky adoptujúce IAS/IFRS nepriamo znižujú transakčné náklady svojim potenciálnym investorom, a zároveň to môže byť signálom sprehľadnenia podnikania. Výška ušetrných nákladov je vzhľadom na veľkosť investícií zrejme zanedbateľná a môže ísť o jeden z dôsledkov, prečo výsledky výskumu nepovažujeme za dostatočne presvedčivé.

Existuje viacero výskumných smerov v oblasti IAS/IFRS. V predchádzajúcej časti bolo naším zámerom vybrať pokiaľ možno najaktuálnejšie oblasti z renomovaných zahraničných časopisov, ktoré sa z určitého hľadiska venujú nami analyzovanej problematike. Väčšina prác v zahraničných publikáciách sa opiera o údaje získané z kapitálových trhov. Vzhľadom na nefunkčnosť akciového trhu na Slovensku je podobný postup nerealizovateľný.

2. Výskumná vzorka a navrhnutá metodológia

Ako sme už uviedli, väčšina empirických výskumov využíva údaje z finančných výkazov podnikov, ktoré sú kótované na burze. Pri metodológii sme tak obmedzení špecifikami slovenskej ekonomiky. V empirickej časti naša vzorka obsahovala iba podniky, ktorým v roku 2007 zo zákona o účtovníctve (§ 19 ods. 1 písm. a)) vyplývala povinnosť overiť účtovnú závierku audítorom.

Vzorku sme zúžili s cieľom získať homogénnejšiu skupinu podnikov. Jednotlivé kroky zúženia sú podľa nášho názoru racionálne, treba ich však vnímať subjektívne.³ Vybrali sme podniky, ktoré si ako hlavný predmet činnosti uvádzajú

³ Vzhľadom na ciele príspevku však nejde o rozhodujúcu skutočnosť.

poľnohospodárstvo (A), priemyselnú výrobu (C) a obchod (G).⁴ Ďalej sme vybrali iba podniky, ktoré majú sídlo v Košickom alebo Prešovskom kraji a ich právna forma je spoločnosť s ručením obmedzením, resp. družstvo.⁵ Spolu sme tak získali 138 podnikov (tab. 1).

T a b u ľ k a 1

Početnosť podnikov vo výskumnej vzorke

	Podľa SK NACE			Podľa zhlukovej analýzy		
	A	C	G	S1	S2	S3
Právna forma						
s. r. o.	12	48	45	50	55	0
družstvo	29	2	2	1	13	19
Typ VH						
zisk	38	43	44	44	63	18
strata	3	7	3	7	5	1

Prameň: Vlastné spracovanie.

Keďže odvetvie môžeme všeobecne definovať ako skupinu podnikov, ktoré sú homogénne vzhľadom na vybraný parameter (Lyócsa a Výrost, 2009), v empirickej časti nás zaujímalo, či naše výsledky môžu byť odlišné v závislosti od voľby odvetvia. Keďže odvetvie by malo obsahovať „podobnejšie“ podniky, očakávame, že variabilita efektov preceňovania položiek súvahy vnútri odvetvia by mala byť menšia ako variabilita efektov mimo odvetvia. Z osobných rozhovorov s predstaviteľmi Štatistického úradu SR sme zistili, že podniky si evidovanú príslušnosť k odvetviu volia sami. Z tohto dôvodu sme sa okrem deklarovanej odvetvovej príslušnosti rozhodli porovnávať efekty aj v umelo vytvorených skupinách podnikov.⁶

Z našej vzorky sme vytvorili tri skupiny podnikov, ktoré z hľadiska vybraných položiek súvahy považujeme za homogénnejšie. Vychádzame z predpokladu, že štruktúra súvahy čiastočne odráža charakter odvetvia, v ktorom podnik pôsobí. Použili sme zhlukovú analýzu (*K-means*) s tromi zhlukmi (klastrami). Podobne postupovali napríklad Elliott et al. (2000); iný prístup využívajúci trhové dáta je uvedený v práci Lyócsa a Výrost (2009). Výhodou tejto metódy je, že je možné vytvoriť vopred stanovený počet zhlukov. Počiatoční reprezentanti

⁴ Deklarovaný predmet činnosti podnikov nie je veľmi spoľahlivý údaj. Aby boli naše výsledky voči tejto podmienke robustnejšie, rozhodli sme sa tejto oblasti venovať väčšiu pozornosť.

⁵ Akciové spoločnosti neboli do výskumnej vzorky zaradené z dôvodu odlišnosti v štruktúre vlastného imania.

⁶ Podrobný rešerš o metodologických nedostatkoch používaných odvetvových klasifikácií môžeme nájsť v práci Lyócsa a Výrost (2009).

zhlukov boli zvolení náhodne. Do zhlukovej analýzy vstupovali podiely už spomínaných účtovných položiek na celkovom majetku spoločnosti po štandardizácii. Extrémne hodnoty sa zo vzorky nevylučovali, keďže našim cieľom je v tomto bode reklasifikovať všetky podniky, ktoré už sú súčasťou iných zhlukov (klasifikácia SK-NACE).

Ako kritériá sme použili tie položky súvahy, ktoré považujeme pre jednotlivé skupiny podnikov v našej vzorke za vhodné *stratifikátory*. Napríklad vyšší podiel kapitálových fondov na majetku možno v tomto prípade chápať ako proxy ukazovateľ toho, že podnik nemá vyrovnané majetkové podiely (čo súvisí s obdobím transformácie poľnohospodárskych družstiev v 90. rokoch minulého storočia) a v rámci našej výskumnej vzorky je táto skutočnosť typická pre tzv. poľnohospodárske podniky. Nasledujúce kritériá nám slúžili na výber vstupných premenných pri vytváraní klastrov: 1. skupina zahŕňajúca položky aktív, ktoré sú typické pre poľnohospodárstvo a lesníctvo: pozemky, pestovateľské celky trvalých porastov, základné stádo a ťažné zvieratá, zvieratá ako súčasť zásob; 2. tovar; 3. krátkodobé pohľadávky z obchodného styku; 4. ostatné kapitálové fondy; 5. krátkodobé záväzky z obchodného styku.

Klaster S1 sa vyznačuje najvyššími podielmi pohľadávok a záväzkov z obchodného styku oproti iným klastrom. Zahŕňa predovšetkým podniky obchodné a výrobné. Klaster S2 je množinou podnikov všetkých podnikateľských činností, nedosahuje extrémne hodnoty vybraných položiek súvahy. Priemerné hodnoty klastra sa nachádzajú stále v strede medzi priemernými hodnotami klastrov S1 a S3. Do klastra S3 patria podniky, ktoré podnikajú výlučne v oblasti poľnohospodárstva, preto vykazujú vysoký podiel špecifických položiek pre poľnohospodárstvo ako celok.

Po vytvorení klastrov nás ešte zaujímalo, aká silná je závislosť medzi priradením podnikov podľa klasifikácie SK NACE a priradením podnikov podľa zhlukovej analýzy. Mieru asociácie sme určili na základe Cramerovho kontingenčného koeficientu, ktorého hodnota je 0,49 (štatisticky významný na hladine významnosti 0,01).

2.1. Výpočet efektu z precenenia položiek súvahy

Ak chceme merať efekt precenenia položiek súvahy na VH, narazíme na niekoľko metodologických problémov. V prvom rade, vychádzajúc z účtovných závierok, nie je možné určiť časovú štruktúru precenených položiek. Bez podrobnej znalosti časovej štruktúry precenených položiek nie je jasné, čo dosadiť do vzťahu na výpočet súčasnej hodnoty.

Určitou alternatívou je uvažovať o možných extrémnych situáciách. Napríklad pri krátkodobých záväzkoch vieme, že môžu mať splatnosť od jedného

dňa až do jedného roka. Mohli by sme prepočítať VH pre všetky možnosti s . Jednoduchšie je však vypočítať variačné rozpätie VH j -tého podniku ako $\max_s VH_{s,j} - \min_s VH_{s,j}$, kde s je príslušný scenár z množiny všetkých scenárov S časovej štruktúry precenených položiek⁷ a $VH_{s,j} \in R$ je výsledok hospodárenia. Uvedené variačné rozpätie môžeme chápať ako určitú *mieru neurčitosti (variability) časovej štruktúry precenených položiek*.

Ďalšou problematikou je voľba samotnej diskontnej sadzby. Existuje dostatok publikácií, ktoré sa osobitne venujú priradeniu správnej diskontnej sadzby (napr. Damodaran, 2002). V našej empirickej časti nám do určitej miery sťažilo výber ďalšie špecifikum slovenskej ekonomiky, a to neexistencia likvidného trhu s podnikovými dlhopismi. V empirickej časti sme si za základ diskontných sadziieb vybrali priemerné 12-mesačné úrokové miery zo stavu vkladov, uvádzané NBS v danom roku (t. j. 2,89 %).⁸

Štandardizovanie VH tak, aby zohľadňovalo veľkosť podniku, predstavuje ďalší metodologický problém. V empirických výskumoch sa prakticky nestretáme s kritériom počtu zamestnancov. Tradičným kritériom je trhovú kapitalizácia, prípadne tržby. V slovenských podmienkach k obom údajom nemáme prístup. V našom prípade sme preto použili hodnotu majetku podniku $A \in R_0^+$ (ako napr. aj Buzby, 1975).

Teraz už môžeme pristúpiť k odvodeniu vzťahu pre nami hľadaný efekt. Majme množinu odvetví M , ktorej prvky predstavujú konkrétne odvetvia. Pre ďalšie potreby si označme indexom k a w dve odvetvia, teda $k, w \in M$. Ak index $j = 1, 2, \dots, J$ predstavuje príslušný podnik v odvetví k , potom veľkosť efektu $e_{k,j} \in R_0^+$ precenenia na VH budeme merať nasledujúcim vzťahom:

$$e_k^j = \frac{\max_s VH_{s,j} - \min_s VH_{s,j}}{A_j} \quad (1)$$

Obdobne budeme postupovať pri každom inom odvetví, napríklad $e_w^t = (\max_s VH_{s,t} - \min_s VH_{s,t}) / A_t$, $t = 1, 2, \dots, T$ sú podniky odvetvia w . Rozsah

⁷ Vzhľadom na účel výskumu má pre nás význam uvažovať iba s dvoma scenármi $s = \{1, 2\}$. Napríklad pri precenení krátkodobých záväzkov a pohľadávok je tzv. pozitívny scenár diskontovanie krátkodobých záväzkov 12-mesačnou sadzbou a pohľadávky nediskontovať vôbec (predpokladáme že budú splatené do jedného dňa). Druhý, tzv. negatívny scenár má 12-mesačnú sadzbu pre pohľadávky a záväzky sa nediskontujú. Ide o dve extrémne situácie, ktoré ohraničujú možnosti manipulácie VH pomocou krátkodobých pohľadávok a záväzkov.

⁸ Ako recenzenti správne podotkli, bolo by možné využiť aj iný typ diskontnej sadzby, napríklad sadzby z úverov obchodných bánk. Pri hromadnom spracovaní empirických údajov má použitie nižšej sadzby z metodologického hľadiska výhodu v tom, že umožňuje použiť okrem spomínaných scenárov aj iné, ktoré budú zahŕňať špecifické riziká konkrétneho odvetvia, prípadne podniku.

neetického ovplyvňovania VH podnikmi je možné merať efektom (I). Hodnota efektu je pomerový ukazovateľ a odráža podiel a možnú časovú štruktúru prece-nených položiek súvahy na majetku podniku. V empirickej časti výskumu sme vzhľadom na stanovené ciele príspevku *precenili krátkodobé pohľadávky a záväzky z obchodného styku*.

2.2. Porovnávanie efektov

V prvej časti sme spomenuli, že pri sledovaní vplyvu zmien na VH, pri prechode na vykazovanie podľa IAS/IFRS, Jeanjean a Stolowy (2008) analyzovali rozdelenie VH v blízkosti 0 pred zavedením IAS/IFRS a po ich zavedení. Náš prístup je síce odlišný, no principiálne tiež vychádza z analýzy distribučnej funkcie VH. Na merania rôzneho vplyvu efektu na vybrané odvetvie a skupiny podnikov sme vychádzali z princípu Giniho koeficientu.⁹ Majme konečnú množinu $E_k = \{e_{k,1}, e_{k,2}, \dots, e_{k,U}\}$. Prvky tejto množiny budeme označovať ako $e_{k,u}$, pričom ich budeme interpretovať ako u -tu hodnotu efektu v k -tom odvetví, teda nejde o efekty prislúchajúce konkrétnemu podniku, ale rôzne hodnoty efektov. Rovnako si zadefinujeme konečnú množinu efektov v odvetví w , $E_w = \{e_{w,1}, e_{w,2}, \dots, e_{w,I}\}$. Zjednotením týchto dvoch množín dostaneme množinu hodnôt efektov odvetvia k a w $E_{kw} = E_k \cup E_w$, pričom, ak $|E_k| = U, |E_w| = I$, potom $|E_{kw}| = R \leq U + I$. Prvky tejto množiny budeme označovať ako $e_{kw,r}$, $r = 1, 2, \dots, R$ a môžeme ich interpretovať ako r -tú hodnotu efektu z množiny hodnôt efektov odvetvia k a w . Definujme si teraz rad $\{e_{kw,(r)}\}_{r=1}^R$ pozostávajúci z hodnôt $e_{kw,r}$ taký, že platí $e_{kw,(1)} < e_{kw,(2)} < \dots < e_{kw,(R)}$. Jednotlivé hodnoty $e_{k,u}$ a $e_{w,i}$ sa v príslušných odvetviach môžu vyskytovať viackrát, napríklad môžu existovať dva podniky, v ktorých hodnota efektu bude rovnaká. Nech $n_{k,r}$ je početnosť hodnoty $e_{kw,r}$ v k -tom odvetví a $n_{w,r}$ je početnosť hodnoty $e_{kw,r}$ vo w -tom odvetví. Zrejme bude platiť, že početnosť $n_{kw,r}$, hodnôt $e_{kw,(r)}$ v oboch odvetviach bude $n_{kw,r} = n_{k,r} + n_{w,r}$. Máme tak usporiadanú dvojicu $(e_{kw,(r)}, n_{kw,r})$, ktorá reprezentuje hodnotu $e_{kw,(r)}$ a jej početnosť $n_{kw,r}$. Kumulatívna distribučná funkcia efektov pre príslušné odvetvie tak môže byť napísaná ako $F_k(v) = \sum_{r|e_{kw,(r)} \leq v} n_{k,r} / \sum_r n_{k,r}$, resp. $F_w(v) = \sum_{r|e_{kw,(r)} \leq v} n_{w,r} / \sum_r n_{w,r}$. Prvý tvar nami použitého ukazovateľa potom môžeme zapísať ako

⁹ Aj keď sme sa s nasledujúcimi dvoma vzťahmi nestretli, predpokladáme, že nie sme ich pôvodnými tvorcami, keďže rôzne varianty Giniho koeficientu sa publikujú už od prvej polovice minulého storočia.

$$G_{w,k} = \frac{1}{(e_{kw,(R)} - e_{kw,(1)})} \sum_{v=1}^{R-1} |F_k(v) - F_w(v)| (e_{kw,(v+1)} - e_{kw,(v)}) \quad (2)$$

Čitateľ uvedeného vzťahu sčítava možné rozdiely medzi distribučnými funkciami, ktoré sú vážené rozsahom, na ktorom tieto rozdiely pretrvávajú, t. j. $(e_{kw,(v+1)} - e_{kw,(v)})$. Ak sú rozdiely v distribúcii efektu veľké, rastie aj hodnota čitateľa. Po vynásobení 100 by sme $G_{w,k}$ mohli interpretovať ako percentuálny podiel rozdielov v rozdelení efektov z maximálne možného rozdielu.

Našou snahou je aj druhým vzťahom kvantifikovať rozdielnosť v distribúcii, avšak maximálne možný rozdiel medzi dvoma distribučnými funkciami je nižší o a priori informáciu z už nameraných údajov. Tvar tohto ukazovateľa je:

$$G_{w,k}^* = \frac{\sum_{v=1}^{R-1} |F_k(v) - F_w(v)| (e_{kw,(v+1)} - e_{kw,(v)})}{\sum_{v=1}^{R-1} (1 - \min\{F_k(v), F_w(v)\}) (e_{kw,(v+1)} - e_{kw,(v)})} \quad (3)$$

Druhú výskumnú otázku sme mohli naformulovať ako štatistickú hypotézu, kde nás zaujíma, či existuje štatisticky významný rozdiel stredných hodnôt efektov μ_k pre príslušné odvetvie, resp. skupinu podnikov. Teda $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_K$ oproti $H_1: \exists a, b \in \{1, 2, \dots, K\}, a \neq b: \mu_a \neq \mu_b$. Keďže odvetvia sme nevyberali náhodne, v prípade dodržania predpokladov môžeme použiť jednofaktorový model ANOVA s fixnými efektmi, $E_{k,j} = \mu + \tau_k + \varepsilon_{k,j}$, kde μ je konštanta, ktorú môžeme interpretovať ako priemerný efekt odvetví, τ_k predstavuje vplyv odvetvia a $\varepsilon_{k,j}$ je chybový člen pozorovania j v k odvetví. Aj keď niektoré predpoklady metódy ANOVA nemajú výrazný vplyv na výsledky testov, alternatívou v našom prípade je neparametrický Kruskalov-Wallisov test, ktorého jediným predpokladom je rovnaký tvar rozdelenia efektov v odvetviach. Ak si označíme $\tilde{\mu}$ ako populačný medián, potom, podobne ako predtým overujeme hypotézu (bližšie k uvedenej metodológii napr. Montgomery a Runger, 2003) $H_0: \tilde{\mu}_1 = \tilde{\mu}_2 = \dots = \tilde{\mu}_K$.

3. Výsledky

3.1. Porovnanie rozdelenia efektov

Pre korektnosť v tabuľke 2 uvádzame základné deskriptívne charakteristiky efektov v jednotlivých odvetviach podľa SK NACE (A, C, G) a skupín podnikov, ktoré predstavujú výstupy zo zhlukovej analýzy (S1, S2, S3). Priemernú

hodnotu efektu interpretujeme ako maximálny rozsah zmeny VH vzhľadom na veľkosť majetku podniku (ide o percentuálne vyjadrenie). Môžeme vidieť, že najmenší vplyv zmeny precenenia sme namerali v poľnohospodárstve, čo je spôsobené nízkym podielom krátkodobých pohľadávok a záväzkov na celkovom majetku. Porovnateľný výsledok bol nameraný pri klastri S3, ktorý je svojou štruktúrou reprezentovaný poľnohospodárskymi podnikmi. Tieto výsledky naznačujú, že príslušnosť podniku do odvetvia (resp. jeho podnikateľská činnosť) determinuje štruktúru krátkodobých pohľadávok a záväzkov podniku, a teda aj veľkosť vplyvu zmeny ocenenia súčasnou hodnotou na VH. Uvedené je predmetom analýzy v nasledujúcej časti.

T a b u ľ k a 2

Deskriptívna štatistika efektov

	A	C	G	S1	S2	S3
Pozorovania	41	50	47	51	68	19
Priemer	0.004596	0.016182	0.017737	0.023904	0.008113	0.003180
Medián	0.003873	0.015096	0.017896	0.022353	0.007863	0.003570
Maximum	0.019662	0.035011	0.046905	0.046905	0.020570	0.005678
Minimum	0.000504	0.000591	0.002212	0.009760	0.000526	0.000504
Št. odch.	0.003804	0.008351	0.010416	0.007037	0.004576	0.001563
Šikmosť	2.099949	0.417084	0.574084	0.932552	0.268953	-0.270026
Špicatosť	8.111450	2.528889	2.998846	4.108990	2.347861	1.964219
Jarque-Bera	74.76702	1.91205	2.58166	10.00551	2.02478	1.08023
p-hodnota	0.00000	0.38442	0.27504	0.00672	0.36335	0.58268

Prameň: Vlastné spracovanie.

Odlíšnosť rozdelenia efektov sme merali ukazovateľmi¹⁰ $G_{k,w}$, $G_{k,w}^*$ (tab. 3). Rozdiely je možné vidieť aj na obrázku 1. Kým medzi skupinou A (poľnohospodárstvo) a C (priemyselná výroba) je z maximálne možného rozdielu dvoch empirických distribučných funkcií (ďalej *EDF*) rozdiel 33,6 % a porovnateľný 28,3 % medzi A a G (obchod), tak medzi odvetvovou skupinou priemyselná výroba a obchod je rozdiel iba 4,4 %. Zdá sa, že vplyvy precenenia krátkodobých pohľadávok a záväzkov sú v týchto skupinách podobné. Ukazovateľ $G_{k,w}^*$ používa inú metodiku na meranie maximálne možného rozdielu dvoch *EDF*. Čo sa týka interpretácie, výsledky sú porovnateľné, medzi A – C a A – G skupinami sa rozdiely v skupinách javia podstatne väčšie ako medzi priemyselnou výrobou a obchodom (t. j. C – G).

¹⁰ Ak by nás zaujímalo, či rozdelenie efektov medzi dvoma odvetvami môže pochádzať z rovnakého rozdelenia a naše pozorovania v roku 2007 by sme chápali ako náhodné pozorovania v čase, potom by sme mohli použiť test na zhodu rozdelení (napr. dvojvzorkový K-S test). Naším zámerom by teda bolo zistiť, či pozorované rozdiely v distribučných funkciách v roku 2007 sú náhodné, alebo boli spôsobené vplyvom odvetvia.

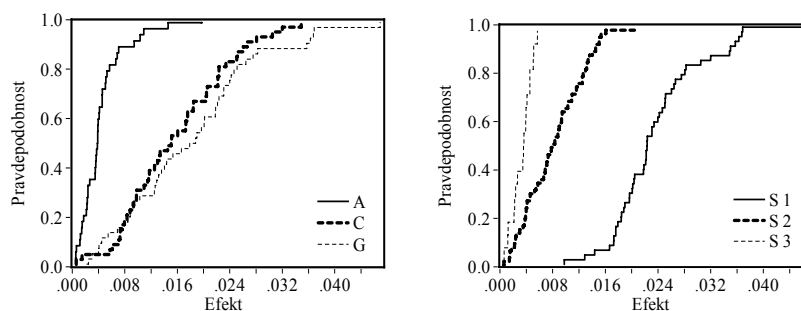
Tabuľka 3
G koeficienty (v %)

	A – C	A – G	C – G	S1 – S2	S1 – S3	S2 – S3
G	33.6	28.3	4.4	34.0	44.7	24.6
G*	73.9	76.3	12.8	67.1	88.6	64.8

Prameň: Vlastné spracovanie.

Pri klastroch sa rozdiely v *EDF* javia väčšie, čo je zrejme dôsledkom skutočnosti, že ide o homogénnejšie skupiny podnikov. Napríklad rozdiely vplyvov medzi skupinou S1 a S2 predstavujú 34,0 %, resp. 44,7 % pri porovnaní so skupinou S3. Menší rozdiel sme našli medzi výlučne poľnohospodárstvom sa venujúcimi podnikmi v skupine S2 a skupinou S3. Použitím ukazovateľa $G_{k,w}^*$ sa interpretácia nemení.

Obrázok 1
Empirické distribučné funkcie



Prameň: Vlastné spracovanie.

3.2. Vplyv odvetvia a odvetvových skupín

V predchádzajúcej časti sme naznačili, že rozdiely medzi odvetvami a odvetvovými skupinami (klastri) sú značné. Pomocou nami použitých koeficientov sme síce kvantifikovali veľkosť týchto rozdielov, nie je však zrejmé, či tento efekt skupín môžeme považovať za systematický. V tejto časti nás zaujíma, či môžeme zovšeobecniť tvrdenie, že veľkosť strednej hodnoty efektu je štatisticky významne odlišná v závislosti od príslušnosti podniku ku skupine podnikov. Keďže predpoklady metódy ANOVA neboli splnené (normalita medziskupinových pozorovaní, pozri Jarque-Berov test v tab. 2), použili sme Kruskalov-Wallisov test (pozri časť 2.2). Uvedená metóda predpokladá, že rozdelenia v skupinách majú rovnaký tvar. Okrem jedného prípadu (S3) sú efekty naprieč odvetvami a skupinami pravostranne zošikmené.

Výsledky uvedené v tabuľke 4 potvrdzujú, že vplyv precenenia (efekt) závisí od príslušnosti podniku k odvetviu (podľa SK NACE), resp. odvetvovej skupine (klastru). Zároveň je možné vidieť, že rozdiely sú väčšie (Z) pri klastroch ako pri odvetviach. Tieto rozdiely sú zrejme už pri pohľade na Box-ploty uvedené na obrázku 2.

T a b u ľ k a 4

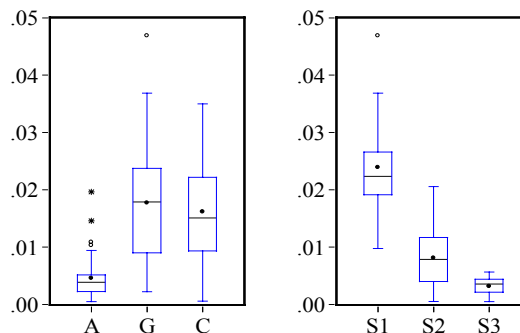
Výsledky z Kruskalwoho-Wallisovho testu

SKNACE	n	Medián	Priem. por.	Z	Klaster	n	Medián	Priem. por.	Z
A	41	0.003873	30.0	-7.55	S1	51	0.02235	111.8	9.52
C	50	0.015096	84.9	3.41	S2	68	0.00786	51.0	-5.34
G	47	0.017896	87.6	3.82	S3	19	0.00357	21.9	-5.58
Spolu	138		69.5		Spolu	138		69.5	
p -hodnota = 0,000					p -hodnota = 0,000				

Prameň: Vlastné spracovanie.

O b r á z o k 2

Box-ploty vypočítaných efektov



Prameň: Vlastné spracovanie.

Záver

Zámerom predkladaného príspevku bolo, po prvé, navrhnúť metodológiu merania vplyvu precenenia vybraných položiek súvahy na VH , po druhé, kvantifikovať odlišnosti v rozdelení týchto efektov medzi odvetvami a, po tretie, zistiť, či je možné očakávať, že veľkosť vplyvu precenenia závisí od príslušnosti podniku k odvetviu. Rozdiely medzi skupinami podnikov je možné exaktne kvantifikovať pomocou nami použitých G koeficientov. V empirickej časti sme ukázali, že rozdiely medzi podnikmi, ktoré podľa SK NACE patria k obchodu a priemyselnej výrobe, sú minimálne. Z maximálne možného rozdielu v rozdelení efektov bol rozdiel iba 4,4 % (ukazovateľ G), resp. 12,8 % (ukazovateľ G^*).

Tieto výsledky tak naznačujú, že zmena by sa žiadnej z týchto troch odvetvových skupín podnikov výrazne nedotkla. Zhluková analýza nám slúžila na to, aby sme ukázali, že umelé členenie podľa deklarovanej príslušnosti k odvetviu nemusí odrážať skutočné rozdiely medzi (podľa súvahy) značne odlišnými spoločnosťami. Výsledky dosiahnuté Kruskalovým-Wallisovým testom potvrdili, že príslušnosť podniku k zhlukom (resp. skupine podnikov) determinuje aj mieru vplyvu precenenia na *VH*.

Navrhnutý postup sa dá použiť pri meraní vplyvov zmien v precenení rôznych položiek súvahy na *VH*, do určitej miery je týmto spôsobom možné merať aj efekty iných účtovných zmien. Týmto postupom možno na úrovni národného hospodárstva kvantifikovať vplyv niektorých účtovných zmien na vybrané skupiny podnikov. Významné rozdiely efektov potom naznačujú (tak ako v našej empirickej časti), že takéto vplyvy sa nedotknú všetkých podnikateľských subjektov rovnako. Takáto informácia môže pomôcť tvorcom legislatívy pri rozhodovaní o rozsahu prijatia účtovných zmien, ako aj o spôsobe komunikácie týchto zmien smerom k predmetným subjektom, ktorých sa zmeny dotknú najviac. Ďalšími beneficiarmi tejto metodológie sú podnikoví ekonómovia, ktorí môžu týmto postupom sledovať, ako sa zmeny v účtovných postupoch dotknú ich bezprostredného okolia. Relevantná otázka by mohla byť, či v roku 2007 existovala taká skupina podnikov, kde by pri striktnom dodržaní pravidiel IAS/IFRS hrozil tento negatívny scenár? Použitím prezentovanej metodológie a analýzy naprieč všetkými odvetvami by bolo možné na túto otázku nájsť odpoveď.

Literatúra

- ARMSTRONG, C. S. – BARTH, M. E. – JAGOLINZER, A. D. – RIEDL, E. J. (2007): Market Reaction to the Adoption of IFRS in Europe. [SSRN Working Papers Series.] Dostupné na: <<http://ssrn.com/abstract=903429>>. (Cit. 18. 11. 2009.)
- BALL, R. – ROBIN, A. – WU, J. S. (2003): Incentives versus Standards: Properties of Accounting Income in Four East Asian Countries. *Journal of Accounting and Economics*, 36, č. 1 – 3, s. 235 – 270.
- BALL, R. (2006): International Financial Reporting Standards: Pros and Cons for Investors. *Accounting & Business Research*, 36, č. 5, s. 5 – 27.
- BARTH, M. – LANDSMAN, W. R. – LANG, M. (2008): International Accounting Standards and Accounting Quality. *Journal of Accounting Research*, 46, č. 3, s. 467 – 498.
- BENEISH, M. – YOHAN, T. L. (2008): Information Friction and Investor Home Bias: A Perspective on the Effect of Global IFRS Adoption on the Extent of Equity Home Bias. *Journal of Accounting & Public Policy*, 27, č. 6, s. 433 – 443.
- BUZBY, S. (1975): Company Size, Listed Versus Unlisted Stocks, and the Extent of Financial Disclosure. *Journal of Accounting Research*, 13, č. 1, s. 16 – 37.
- CHEN, J. – CHENG, P. (2007): Corporate Governance and the Harmonisation of Chinese Accounting Practices with IFRS Practices. *Corporate Governance: An International Review*, 15, č. 2, s. 284 – 293.

- CHRISTENSEN, H. – LEE, E. – WALKER, M. (2009): Do IFRS Reconciliations Convey Information? The Effect of Debt Contracting. *Journal of Accounting Research*, 47, č. 5, s. 1167 – 1199.
- DAMODARAN, A. (2002): *Investment Valuation*. New York: John Wiley & Sons. ISBN 0-471-41490-5
- DASKE, H. – HAIL, L. – LEUZ, CH. – VERDI, R. (2008): Mandatory IFRS Reporting Around the World: Early Evidence on the Economic Consequences. *Journal of Accounting Research*, 46, č. 5, s. 1085 – 1142.
- DASKE, H. (2006): Economic Benefits of Adopting IFRS or US-GAAP – Have the Expected Cost of Equity Capital Really Decreased? *Journal of Business Finance & Accounting*, 33, č. 3 – 4, s. 329 – 373.
- ELLIOTT, R. – GREENAWAY, D. – HINE, R. (2000): Tests for Factor Homogeneity and Industry Classification. *Review of World Economics*, 136, č. 2, s. 355 – 3751.
- FRANCIS, J. – LAFOND, R. – OLSSON, P. – SCHIPPER, K. (2004): Cost of Capital and Earnings Attributes. *The Accounting Review*, 79, č. 4, s. 967 – 1010.
- GASSEN, J. – SELFHORN, T. (2006): Applying IFRS in Germany – Determinants and Consequences. *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, 58, č. 4, s. 365 – 386.
- HUNG, M. – SUBRAMANYAM, K. R. (2007): Financial Statement Effects of Adopting International Accounting Standards: The Case of Germany. *Review of Accounting Studies*, 12, č. 4, s. 623 – 657.
- JEANJEAN, T. – STOLOWY, H. (2008): Do Accounting Standards Matter? An Exploratory Analysis of Earnings Management Before and After IFRS Adoption. *Journal of Accounting & Public Policy*, 27, č. 6, s. 480 – 494.
- JERMAKOWICZ, E. K. (2004): Effect of Adoption of International Reporting Standards in Belgium: The Evidence from BEL-20 Companies. *Accounting in Europe*, 1, č. 1, s. 51 – 70.
- LEUZ, C. (2003): IAS versus U.S. GAAP: Information Asymmetry-based Evidence from Germany's New Market. *Journal of Accounting Research*, 41, č. 3, s. 445 – 472.
- LYÓCSA, Š. – VÝROST, T. (2009): Industry Classification: Review, Hurdles and Methodologies. [SSRN Working Paper Series.] Dostupné na: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1480563. (Cit. 13. 10. 2009.)
- MONTGOMERY, D. C. – RUNGER, G. C. (2003): *Applied Statistics and Probability for Engineers*. 3rd edition. New York: John Wiley & Sons. ISBN 0-471-20454-4.
- RENDERS, A. – GAEREMYNCK, A. (2007): The Impact of Legal and Voluntary Investor Protection on the Early Adoption of IFRS. *De Economist*, 155, č. 1, s. 49 – 72.
- ROBERTS, C. – WEETMAN, P. – GORDON, P. (2005): *International Financial Reporting: A Comparative Approach*. Harlow: Financial Times/Prentice Hall. ISBN 0-273-68118-4.
- SCHWARTZOVÁ, Z. (2009): Proces konvergenie finančného výkazníctva v SR k IAS/IFRS v oblasti oceňovania pohľadávok a záväzkov. [Dizertačná práca.] Košice: Podnikovohospodárska fakulta v Košiciach.
- SUCHER, P. – JINDRICOVSKA, I. (2004): Implementing IFRS: A Case Study of the Czech Republic. *Accounting in Europe*, 1, č. 1, s. 109 – 141.
- Zákon č. 431/2002 Z. z. o účtovníctve v znení neskorších predpisov.