

Zahrnutie váh a ich neistoty do kvantifikácie v rámci pyramidálneho rozkladu finančného ukazovateľa¹

Martin BOĎA – Vladimír ÚRADNÍČEK*

Inclusion of Weights and their Uncertainty into Quantification within a Pyramid Decomposition of a Financial Indicator

Abstract

The paper elaborates a methodology how to include weights of subjective significance into a pyramid decomposition of a financial indicator accounting for additive and multiplicative relationships possible amongst partial factors making up the decomposition. The proposed methodology also encompasses a Monte Carlo simulation based procedure for stochastic assessment of uncertainty associated with a particular choice of weights. The paper comments as to how this procedure may be applied in practice of financial corporate analysis and demonstrates its usability in a case study which considers a pyramid decomposition of the Economic Value Added financial indicator.

Keywords: *pyramid decomposition, weights of subjective significance, quantification of influence, uncertainty assessment, Economic Value Added*

JEL Classification: C65, M21

Úvod

Vo finančno-ekonomickej analýze podnikovej činnosti sa pomerne často využívajú tzv. pyramidálne rozklady ukazovateľov výkonnosti alebo iných cieľových ukazovateľov merajúcich finančnú či ekonomickú spôsobilosť podniku. V týchto rozkladoch sa vrcholový (syntetický) ukazovateľ rozkladá na parciálne

* Martin BOĎA – Vladimír ÚRADNÍČEK, Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici, Ekonomická fakulta, Katedra kvantitatívnych metód a informačných systémov, Tajovského 10, 975 90 Banská Bystrica; e-mail: martin.boda@umb.sk; vladimir.uradnicek@umb.sk

¹ Príspevok vznikol v rámci riešenia grantových úloh VEGA č. 1/0647/14 *Variantné metódy predikcie finančného zdravia podnikov v podmienkach dynamického ekonomického prostredia* a VEGA č. 1/0554/16 *Alternatívny výberu replikačného portfólia v podmienkach frekventovaného rebalansovania*.

činitele a v rámci ex post hodnotenia bývalého vývoja sa sleduje, ako tieto parciálne činitele svojou zmenou prispeli k vlastnej zmene cieľového ukazovateľa. Obvykle sa uvažujú pyramidálne rozklady vo dvoch po sebe idúcich obdobiach a vznikne potreba kvantifikovať, ako sa na zmene syntetického činiteľa podieľali svojou zmenou jednotlivé parciálne činitele. Touto snahou sa do statického hodnotenia syntetického ukazovateľa a jeho úrovne (reprezentovaného pyramidálnymi rozkladmi konštruovanými pre dve rozličné obdobia) vnáša dynamizujúci náhľad (spočívajúci v určovaní podielu parciálnych činiteľov pri zmene syntetického ukazovateľa). Pyramidálne rozklady sa vykonávajú najmä nad ukazovateľmi výkonnosti, akými sú napr. ukazovateľ rentability vlastného imania či ukazovateľ rentability aktív, a potom následne výsledky analýzy poskytujú spätný pohľad na zdroje podnikovej výkonnosti. Eklatantným príkladom je Du Pontov multiplikatívny rozklad rentability vlastného imania na princípe multiplikatívnych väzieb, v ktorom sa izoluje vplyv troch faktorov na rentabilitu vlastného imania a ktorý patrí medzi štandardné analytické nástroje na identifikáciu zdrojov podnikovej výkonnosti (pozri napr. Sedláček, 2007a). Hoci pyramidálne rozklady sú konštruované tak, aby rešpektovali matematicko-logické vzťahy medzi ukazovateľmi (tzn. syntetický ukazovateľ musí byť matematicky funkciou parciálnych ukazovateľov), a zároveň aby zhmotňovali ekonomicko-kauzálne vzťahy medzi ukazovateľmi (tzn. parciálne ukazovatele musia kauzálne predchádzať a determinovať syntetický ukazovateľ), ich použitie nezohľadňuje, že parciálne ukazovatele môžu mať pri dosahovaní syntetického ukazovateľa rozličný význam a rôznu dôležitosť. Pri kvantifikácii vplyvu zmeny jednotlivých parciálnych činiteľov na zmenu syntetického činiteľa sa takto neberie do úvahy potenciálne odlišná dôležitosť, ktorú majú jednotlivé oblasti reprezentované parciálnymi ukazovateľmi pri dosahovaní výkonnosti či inej spôsobilosti podniku reprezentovanej syntetickým ukazovateľom.

Pre každý podnik sú v závislosti od predmetu jeho podnikania smerodajné iné rámcové faktory ovplyvňujúce jeho výsledky a ich dôležitosť je potrebné zohľadniť pri hodnotení, čo sa v prípade analýzy založenej na pyramidálnom rozklade premieta do potreby priradiť parciálnym činiteľom váhy na dosahovanie syntetického ukazovateľa. Táto potreba plyní najmä z toho, že podniky pri svojej podnikateľskej činnosti sledujú odlišné strategické ciele a ich rozhodovací proces na taktickej či operatívnej úrovni býva diferencovaný nielen podľa špecifických prevádzkových podmienok, ale je určený aj odvetvovým zaradením alebo samotným geografickým umiestnením. Ciele a charakter podnikania, technicko-technologické a organizačné podmienky, diverzifikácia podnikateľskej činnosti, štruktúra odvetvia, atomizácia trhu, intenzita konkurenčného mikroprostredia, vyjednávacía pozícia zákazníkov a dodávateľov, dostupnosť finančných

zdrojov – to všetko sú faktory, ktoré spôsobujú, že podniky pri hodnotení svojich finančných či ekonomických výsledkov nahliadajú na kľúčové zdroje svojej výkonnosti odlišne a prikladajú im inú subjektívnu významnosť. Je pochopiteľné, že existujú rozdiely medzi podnikmi podnikajúcimi v rôznych hospodárskych odvetviach a podnikmi klasifikovanými podľa rozličných kritérií (napr. veľkostného či inštitucionálneho) a tie sa prejavujú nielen v úrovni finančných a ekonomických ukazovateľov (pozri napr. Slovak Business Agency, 2015, alebo Ministerstvo průmyslu a obchodu ČR, 2013), ale prenášajú sa aj do odlišného vnímania dôležitosti týchto ukazovateľov. Toto tvrdenie možno ilustrovať na príklade podnikov pôsobiacich v kapitálovo intenzívnych podmienkach (napríklad v odvetví stavebníctva alebo poľnohospodárstva) a podnikov vykonávajúcich maloobchodnú činnosť. Kým kapitálovo intenzívne podniky vykazujú tendenčne nižšiu obrátkovosť majetku a prostriedkom zvyšovania ich výkonnosti môže byť predovšetkým zisková marža, prevažujúcim zdrojom výkonnosti maloobchodných podnikov je práve ich schopnosť dosahovať vysokú účinnosť majetku, hoci pri relatívne nižších úrovniach ziskovosti tržieb. Napriek tomu oba tieto činitele (tzn. obrátkovosť majetku v tržbách a rentabilita tržieb) majú v tradičnom Du Pontovom rozklade rentability vlastného imania v kapitálovo intenzívnych podnikoch identický význam a ich zastúpenie v rozklade sa v ničom neodlišuje od maloobchodných podnikov, hoci je to v rozpore s objektívnymi okolnosťami, pri ktorých sa rentabilita vlastného imania vykazuje.

Navzdory tomu, že pyramidálne rozklady pri sledovaní kauzálnych vzťahov smerom od parciálnych činiteľov k vrcholovému syntetickému ukazovateľu vystupujú formálne ako matematicky správne identity, implicitne sa v nich prikladá každému parciálnemu činiteľu rovnaká a nediferencovaná dôležitosť. V tomto spočíva základný nedostatok pyramidálnych rozkladov, ktorý sa v našej stati metodologicky zohľadňuje možnosťou zaviesť potenciálne rôzne váhy pre parciálne činitele uvažované v rozklade. Okrem toho prihliadame na to, že tieto váhy sú výsledkom subjektívneho hodnotenia a sú zaťažené nejakou neistotou na strane hodnotiteľa (bez ohľadu na to, či sa pri ich určovaní aplikuje taký postup, ktorého cieľom by bolo eliminovať v čo najväčšej možnej miere vplyv subjektivity).

Z uvedených úvah vychádza aj táto vedecká stať, ktorej cieľom je navrhnúť (a naostatok aj demonštrovať) metodiku na zahrnutie váh do pyramidálneho rozkladu finančného ukazovateľa a na ich zohľadnenie pri kvantifikácii vplyvu parciálnych činiteľov na zmenu tohto finančného ukazovateľa tak, aby bolo možné posúdiť stupeň neistoty spojenej s ich stanovovaním. Do problematiky analýzy založenej na pyramidálnom rozklade syntetického finančného ukazovateľa stať prispieva dvojakým spôsobom:

- na jednej strane navrhuje metodiku na zohľadnenie subjektívnej dôležitosti prisudzovanej jednotlivým parciálnym činiteľom formou váh odrážajúcich preferencie hodnotiaceho analytika;
- na druhej strane vypracúva metodiku na stochastické zahrnutie neistoty do pyramidálneho rozkladu a kvantifikáciu vplyvu zmien parciálnych činiteľov na zmenu syntetického ukazovateľa.

Navrhnutá metodika bez ujmy na všeobecnosti využíva normalizované aditívne váhy (tzn. váhy sčítajúce sa do jednotky) a neobmedzuje sa iba na aditívne a/alebo multiplikatívne väzby, ale možno ju adekvátnym spôsobom použiť aj v pyramidálnych rozkladoch s kombinovanými väzbami. Pri aditívnych väzbách sa metodika opiera o diferenčnú metódu kvantifikácie založenú na absolútnych rozdieloch a pri multiplikatívnych väzbách metodika vychádza z logaritmickej metódy.

Stať je rozčlenená do troch častí. Prvé dve časti majú metodologický ráz a posledná, tretia časť má charakter aplikačný. Prvá časť state sa venuje problematike pyramidálneho rozkladu a kvantifikácie vplyvu parciálnych činiteľov na zmenu syntetického ukazovateľa, a zároveň prezentuje metodologický postup na zahrnutie váh vyjadrujúcich rôznu dôležitosť parciálnych činiteľov. Druhá časť ukazuje, ako je možné stochasticky ohodnotiť neistotu spojenú so stanovovaním váh parciálnych činiteľov za pomoci simulačnej metódy Monte Carlo. Tretia časť empiricky demonštruje navrhnutú metodiku na prípadovej štúdiu praktického charakteru, pričom využíva pyramidálny rozklad ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty definovaného pomocou hodnotového rozpätia.

1. Kvantifikácia vplyvu parciálnych činiteľov na zmenu syntetického činiteľa v pyramidálnom rozklade so zohľadnením váh

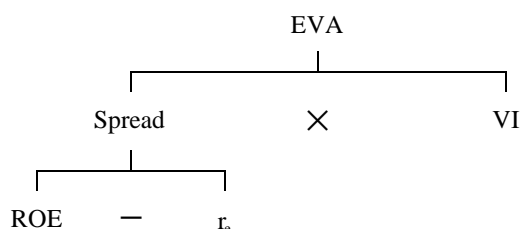
Statickým pyramidálnym rozkladom rozumieme rozklad vrcholového syntetického ukazovateľa na rad parciálnych činiteľov, medzi ktorými existujú presné matematicko-logické a ekonomicko-kauzálne vzťahy. Táto požiadavka implikuje, že zmena každého parciálneho činiteľa vo vyššom stupni rozkladu pôsobí na zmenu všetkých ostatných analytických činiteľov v príslušnej vetve rozkladu smerom nahor, a tým aj na zmenu vrcholového syntetického ukazovateľa za predpokladu *ceteris paribus*. Na účely hlbšieho skúmania väzieb medzi činiteľmi je vhodné analyzovať statické pyramidálne rozklady v určitej chronologickej postupnosti, čím sa do istej miery daný pyramidálny rozklad dynamizuje. Pri hodnotení minulého vývoja syntetického činiteľa a analýze príčin tohto vývoja zároveň skúmame a kvantifikujeme podiel parciálnych činiteľov na tomto vývoji. V tretej časti state tieto súvislosti v spojení s navrhnutou metodikou aplikujeme

na pyramidálnom rozklade ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty, ktorý v ďalšom texte stručne opisujeme.

Pyramidálnym rozkladom aplikovaným v stati je rozklad ukazovateľa *ekonomickej pridanej hodnoty* (EVA), ktorý rozoznáva v zmysle hĺbky rozkladu zobrazeného na obrázku 1 tri parciálne činitele: *rentabilitu vlastného imania* (ROE), *mieru alternatívnych nákladov na vlastné zdroje* (r_e) a samotné *vlastné imanie* (VI). Tento rozklad uvádzajú napríklad Neumaierová a Neumaier (2002, s. 66 – 68) alebo Vochozka (2011, s. 126).

Obrázok 1

Pyramidálny rozklad ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty



Poznámka: EVA – ekonomická pridaná hodnota, Spread – hodnotové rozpätie, ROE – rentabilita vlastného imania a r_e – miera alternatívnych nákladov na vlastné zdroje.

Prameň: Vlastné spracovanie.

V prvej úrovni rozkladu na obrázku 1 sa ukazovateľ EVA multiplikatívne rozkladá na hodnotové rozpätie ($\text{Spread} = \text{ROE} - r_e$) a vlastné imanie. Kým *hodnotové rozpätie* vyjadruje kvalitatívny rozmer dosahovania ekonomickeho zisku meraného ukazovateľom EVA a meria schopnosť vlastných zdrojov zhodnotiť sa aj nad úroveň alternatívnych nákladov spojených s investíciou do (vlastných zdrojov) podniku, *vlastné imanie* je kvantitatívnym činiteľom, ktorého objem či extenzita potom určujú aj výšku dosiahnutého ekonomickeho zisku. V druhej úrovni rozkladu sa hodnotové rozpätie rozkladá na rentabilitu vlastného imania, ktoré v sebe zhmotňuje kvalitatívne interné faktory výkonnosti a dosahovania ekonomickeho zisku, a na mieru alternatívnych nákladov na vlastné zdroje, ktoré určujú exogénne a neovládateľné aspekty dosahovania ekonomickeho zisku.

Nasledujúci výklad sa sústreďí postupne na situáciu aditívnych, multiplikatívnych a kombinovaných väzieb a pre tieto situácie ukážeme, ako možno do rozkladu a kvantifikácie vplyvu zmien parciálnych činiteľov na zmenu syntetického činiteľa zahrnúť informáciu o ich relatívnej dôležitosti vyjadrenú váhami. Bez ujmy na všeobecnosti budeme predpokladať, že syntetický ukazovateľ X je určený tromi parciálnymi činiteľmi a , b a c . Samozrejme, je možné predpokladať všeobecnejšie konečný počet parciálnych činiteľov, ale takýto výklad by znamenal všeobecnejšiu notáciu pomocou indexov a nasledujúci výklad by stratil na

prehľadnosti. Zatiaľ čo pri zúžení výkladu na situáciu troch činiteľov, v prípade aditívnej väzby je syntetický ukazovateľ určený súčtom parciálnych ukazovateľov a platí $X = a + b + c$, v prípade multiplikatívnej väzby je syntetický ukazovateľ definovaný ich súčinom, a preto vtedy platí $X = a \times b \times c$. Pri rozklade sa môže medzi parciálnymi činiteľmi vyskytnúť aj rozdiel, resp. podiel, ale je možné celkom prirodzene tieto situácie previesť na súčet (aditívnu väzbu), resp. násobenie (multiplikatívnu väzbu). Pri rozdielovej väzbe sa rozdiel upraví pričítaním opačnej hodnoty parciálneho činiteľa a pri výskyte podielovej väzby sa podiel prevedie na násobenie obrátenou hodnotou. Hodnoty syntetického ukazovateľa a jeho parciálnych činiteľov v základnom období budeme vyznačovať dolným pravým indexom 0 a v bežnom období dolným pravým indexom 1. Na označenie absolútnej zmeny ukazovateľa (diferencie medzi jeho hodnotou v bežnom období a jeho hodnotou v základnom období) prijmem konvenčné označenie Δ , po ktorom bude nasledovať označenie ukazovateľa; takto napríklad ΔX bude označovať absolútnu zmenu hodnôt ukazovateľa X a bude platiť $\Delta X = X_1 - X_0$. Absolútnu zmenu hodnôt ukazovateľa X spôsobenú parciálnym činiteľom a označíme symbolikou $\Delta X_{\Delta a}^{\text{abs}}$ a relatívny podiel na zmene hodnôt ukazovateľa X , prisúdený parciálnemu činiteľu a , označíme podobne ako $\Delta X_{\Delta a}^{\text{rel}}$. Analogické označenie si osvojíme aj pre absolútny a relatívny vplyv ostatných dvoch činiteľov b a c . Napokon symbolom i budeme denotovať index (koeficient) zmeny ukazovateľa, ktorého označenie bude indikované v dolnom pravom indexe, napríklad i_a bude indikovať index zmeny činiteľa a a bude platiť $i_a = a_1/a_0$.

Váhami v_a , v_b a v_c parciálnych ukazovateľov a , b a c budeme rozumieť vhodné reštrikované nezáporné konštanty a budú zadané v normalizovanom aditívnom vzťahu spoločne (rovnaké) pre obe obdobia. Normalizácia tu znamená, že $v_a + v_b + v_c = 1$. Pre úplnosť sa žiada poznamenať, že nenormalizované aditívne váhy možno veľmi jednoducho normalizovať predelením každej váhy súčtom pôvodných nenormalizovaných aditívnych váh. V niektorých prípadoch môžu byť dostupné váhy, medzi ktorými je multiplikatívna väzba bez ohľadu na to, či sú normalizované, alebo nie. Aj v tomto prípade ich možno previesť na normalizované aditívne váhy tak, že pôvodné váhy sa predelia ich celkovým súčtom. Takáto situácia napríklad nastáva, keď sa váhy stanovujú pomocou Saatyho aproximatívneho postupu a opísaný postup aditívnej normalizácie je štandardnou transformáciou (porov. napr. Saaty, 1987; 1999). V konzekvencii týchto úvah požiadavka, že váhy sú aditívne a normalizované, nie je teda reštriktívna.

Postupne vysvetlíme metodický postup, ako do pyramidálneho rozkladu s aditívnou väzbou, s multiplikatívnou väzbou a s kombinovanou väzbou zahrnúť aditívne normalizované váhy. Metódy a postupy kvantifikácie vplyvu zmien parciálnych činiteľov na zmenu syntetického ukazovateľa, nezahŕňajúce vo forme

váh odlišnú dôležitosť uvažovaných parciálnych činiteľov, sú vysvetlené v štandardnej literatúre zaoberajúcej sa finančnou analýzou, napr. Zalai et al. (2013, s. 33 – 60) alebo Bakanov a Šeremet (1997, s. 124 – 127).

Zahrnutie váh v aditívnej väzbe

Nech v základnom období platí rozklad $X_0 = a_0 + b_0 + c_0$ a nech tento rozklad v bežnom období má podobu $X_1 = a_1 + b_1 + c_1$. Ak sa neprihliada na potenciálne odlišnú váhu parciálnych činiteľov a , b a c , tak platí $\Delta X = \Delta a + \Delta b + \Delta c$ a následne je zjavne $\Delta X_{\Delta a}^{\text{abs}} = \Delta a$, $\Delta X_{\Delta b}^{\text{abs}} = \Delta b$ a $\Delta X_{\Delta c}^{\text{abs}} = \Delta c$. Ak sú však k dispozícii váhy v_a , v_b a v_c , je potrebné upraviť vplyv jednotlivých činiteľov úmerne ich váham (väčšej váhe priradiť silnejší vplyv činiteľa na celkovú zmenu, a vice versa). Túto úpravu treba vykonať tak, aby súčet absolútnych zmien hodnôt ukazovateľa X určených jednotlivými parciálnymi činiteľmi zostal nezmenený a rovný ΔX . Na tento účel zavedme veličinu $\sigma = \Delta X / (v_a \Delta a + v_b \Delta b + v_c \Delta c)$, čo dovoľuje písať $\Delta X = \sigma v_a \Delta a + \sigma v_b \Delta b + \sigma v_c \Delta c$. Na základe toho možno definovať $\Delta X_{\Delta a}^{\text{abs}} = \sigma v_a \Delta a$, $\Delta X_{\Delta b}^{\text{abs}} = \sigma v_b \Delta b$ a aj $\Delta X_{\Delta c}^{\text{abs}} = \sigma v_c \Delta c$. Týmto definované absolútne zmeny hodnôt ukazovateľa X , ktoré možno prisúdiť parciálnym činiteľom a , b a c , sú úmerné váham v_a , v_b a v_c (a sú nimi inflované, resp. deflované), pričom je zaručené, že v súčte dávajú ΔX .

Zahrnutie váh v multiplikatívnej väzbe pri aplikácii logaritmickej metódy

Nech v základnom období platí rozklad v podobe $X_0 = a_0 \times b_0 \times c_0$ a v bežnom období $X_1 = a_1 \times b_1 \times c_1$. Použitie tejto metódy si vynucuje, aby v každom období parciálne činitele nadobúdali nenulové hodnoty a nemenili medzi sledovaným základným a bežným obdobím znamienko (vo sfére finančno-ekonomickej praxe je primerané požadovať, aby ich hodnoty boli v oboch obdobiach kladné). Podelením rozkladu v bežnom období rozkladom v základnom období sa získava $i_X = i_a \times i_b \times i_c$. Logaritimizáciou oboch strán rovnosti (napr. pri prirodzenom základe) sa potom prevedie multiplikatívna väzba na aditívny vzťah a relatívny vplyv zmeny jednotlivých parciálnych činiteľov a , b a c na zmenu syntetického ukazovateľa X je napokon určený vzťahmi $\Delta X_{\Delta a}^{\text{rel}} = \ln i_a / \ln i_X$, $\Delta X_{\Delta b}^{\text{rel}} = \ln i_b / \ln i_X$ a $\Delta X_{\Delta c}^{\text{rel}} = \ln i_c / \ln i_X$. Kontribúcia každého z činiteľov k zmene syntetického ukazovateľa pritom nereflektuje ich prípadne odlišnú dôležitosť. Absolútny vplyv je pre činitele a , b a c ďalej stanovený pre násobením relatívnych vplyvov celkovou absolútnou zmenou ukazovateľa X a daný vzorcami $\Delta X_{\Delta a}^{\text{abs}} = \Delta X \cdot \Delta X_{\Delta a}^{\text{rel}}$, $\Delta X_{\Delta b}^{\text{abs}} = \Delta X \cdot \Delta X_{\Delta b}^{\text{rel}}$ a $\Delta X_{\Delta c}^{\text{abs}} = \Delta X \cdot \Delta X_{\Delta c}^{\text{rel}}$.

V prípade logaritmickej metódy sa navrhuje zohľadňovať váhy v_a , v_b a v_c parciálnych činiteľov a , b a c vo forme exponentov tak, ako je to bežné pri produkčnej analýze založenej na produkčnej funkcii Cobb-Douglasovského

typu alebo pri váženom geometrickom priemere. Budeme predpokladať, že váham v_a , v_b a v_c prislúchajú technické koeficienty w_a , w_b a w_c , ktoré v sebe ponosú rovnakú informáciu o relatívnej dôležitosti ako váhy samotné. Tieto koeficienty musia byť spoločne úmerné pôvodným váham, od ktorých sa odvodzujú, t. j. pre nejakú konštantu úmernosti musí platiť z ($z > 0$), že $w_a = z v_a$, $w_b = z v_b$ a $w_c = z v_c$. Vyjdeme z rovnosti odvodenej v predchádzajúcom odseku $i_X = i_a \times i_b \times i_c$, do ktorej zakomponujeme informáciu o relatívnej dôležitosti jednotlivých parciálnych činiteľov bez toho, aby sme porušili rovnosť. Požadujeme preto, aby platilo $i_X = i_a \times i_b \times i_c = i_a^{w_a} \times i_b^{w_b} \times i_c^{w_c}$. Ak dosadíme vzťahy úmernosti do tejto rovnosti, výsledkom je $i_X = i_a^{z v_a} \times i_b^{z v_b} \times i_c^{z v_c}$, z čoho hneď plynie hodnota konštanty z , a to $z = \ln i_X / (v_a \ln i_a + v_b \ln i_b + v_c \ln i_c)$. Mocninovou transformáciou modifikované indexy $i_a^{z v_a}$, $i_b^{z v_b}$ a $i_c^{z v_c}$ odrážajú samotnú zmenu parciálnych činiteľov inflovanú (deflovanú) o ich relatívnu dôležitosť inkorporovanú v hodnote váh. Pri aplikácii rovnakého ideového rámca ako v prípadoch, keď váhy uvažované neboli, je relatívna zmena syntetického ukazovateľa X atribuovateľná vplyvu parciálneho činiteľa a určená výrazom $\Delta X_{\Delta a}^{\text{rel}} = \ln i_a^{z v_a} / \ln i_X = z v_a \ln i_a / \ln i_X$ a absolútna zmena je opäť vyjadrená vzťahom $\Delta X_{\Delta a}^{\text{abs}} = \Delta X \cdot \Delta X_{\Delta a}^{\text{rel}}$. Analogické vzorce prináležia ostatným dvom parciálnym činiteľom b a c .

Zahrnutie váh pri kombinovanej väzbe

Ak sa v rozklade vyskytnú kombinované väzby a syntetický ukazovateľ je funkciou parciálnych činiteľov, medzi ktorými jestvujú aditívne a multiplikatívne väzby, je potrebné zmenu syntetického ukazovateľa postupne rozkladať obvyklým spôsobom, podľa tvaru funkcie. Pri postupom rozklade treba zohľadniť skutočnosť, že váhy činiteľov v nižšom stupni rozkladu sú súčtom váh činiteľov vo vyššom stupni rozkladu. Konkrétny postup názorne ozrejníme v tretej časti state pri riešení prípadovej štúdie.

2. Zahrnutie neistoty v stanovených váhach pri kvantifikácii vplyvu parciálnych činiteľov na zmenu syntetického činiteľa v pyramidálnom rozklade

Opätovne pre zjednodušenie výklad obmedzíme na situáciu troch parciálnych činiteľov a , b a c a budeme predpokladať, že ich váhy v_a , v_b a v_c nie je možné stanoviť deterministicky presne, v dôsledku čoho sú zaťažené istou mierou neistoty. Túto neistotu možno modelovať a vyjadrovať štatisticky tak, že na váhy sa bude nahliadať ako na kladné spojité náhodné veličiny s vlastným marginálnym pravdepodobnostným rozdelením a so spoločným združeným pravdepodobnostným rozdelením. Marginálne rozdelenie váh bude prostriedkom na zahrnutie

neistoty do kvantifikácie vplyvu parciálnych činiteľov na zmenu syntetického činiteľa v pyramidálnom rozklade. Na združené rozdelenie váh sa bude klásť požiadavka, aby váhy v súčte dávali hodnotu 1, ale aby v ostatnom boli kvázi navzájom nezávislé.

Pri úvahách je nevyhnutné symbolikou rozlíšiť váhy predstavujúce náhodné premenné od ich konkrétnych hodnôt vybraných do analýzy na samotnú kvantifikáciu v rámci pyramidálneho rozkladu. Podkladové náhodné premenné vyjadrujúce váhy parciálnych činiteľov a , b a c budú denotované symbolmi V_a , V_b a V_c a ich konkrétnu realizáciu určenú na (deterministickú) kvantifikáciu budeme označovať, ako doteraz, symbolmi v_a , v_b a v_c . Aby náhodné premenné V_a , V_b a V_c boli spôsobilé logicky konzistentne vyjadrovať neistotu objavujúcu sa pri stanovení ich konkrétnej realizácie v_a , v_b a v_c , zavedie sa požiadavka, aby $E(V_a) = v_a$, $E(V_b) = v_b$ a $E(V_c) = v_c$. Navyše, aby tieto náhodné premenné mohli rozumne reprezentovať normalizované váhy, musia mať nosič obmedzený na interval $(0, 1)$ a musí sa obmedziť ich súčet tak, že platí $V_a + V_b + V_c = 1$.

Pri modelovaní neistoty sporej s výberom konkrétnej realizácie váh sa ukazuje ako vhodné pre združené rozdelenie váh použiť Dirichletovo rozdelenie, ktoré sa používa ako tzv. konjugovaný prior pre parametre multinomického rozdelenia. Pretože jednotlivé marginálne rozdelenia Dirichletovho rozdelenia sú beta rozdelenia, ide o prirodzené viacrozmerne zovšeobecnenie beta rozdelenia. Toto rozdelenie je príliehavou voľbou pre združené rozdelenie váh, pretože zabezpečuje obmedzenie váh na jednotkový súčet a marginálne beta rozdelenia majú nosič na intervale $(0, 1)$, vďaka čomu sa často využívajú na modelovanie neistoty veličín vyjadrujúcich podiel alebo pravdepodobnosť. Základné informácie o Dirichletovom rozdelení a beta rozdelení môže čitateľ nájsť napríklad v Johnson a Kotz (1970, s. 37 – 53; 1972, s. 232 – 234) a Gelman et al. (2004, s. 576, 581 – 582). Vychádza sa z predpokladu, že váhy V_a , V_b a V_c sa riadia Dirichletovým rozdelením s parametrami δ_a , δ_b a δ_c (kde $\delta_a, \delta_b, \delta_c > 0$) a symbolom δ sa bude označovať ich súčet, teda položí sa $\delta = \delta_a + \delta_b + \delta_c$. Následne marginálnymi rozdeleniami premenných V_a , V_b a V_c sú postupne beta rozdelenia $B(\delta_a, \delta - \delta_a)$, $B(\delta_b, \delta - \delta_b)$ a $B(\delta_c, \delta - \delta_c)$. Zaručenie požiadavky $E(V_a) = v_a$, $E(V_b) = v_b$ a $E(V_c) = v_c$ si vynucuje, aby súčasne platilo $\delta_a / \delta = v_a$, $\delta_b / \delta = v_b$ a $\delta_c / \delta = v_c$, čo následne implikuje $\delta_a = v_a \delta$, $\delta_b = v_b \delta$ a $\delta_c = v_c \delta$. Pretože hodnoty v_a , v_b a v_c sú známe a sú výsledkom procesu vyjadrovania relatívnej dôležitosti parciálnych činiteľov a , b a c , jediným (neznámym) dodatočným parametrom je δ . Parameter δ bude zachytávať neistotu v určovaní váh a predpokladá sa, že subjekt stanovujúci váhy je schopný ohodnotiť neistotu konkrétnou hodnotou parametra δ a zmerať ju. Uvedieme niekoľko návodov, ako stanoviť hodnotu parametra δ . Prvé dva návody sa odvíjajú od objektivizovaných metód na stanovovanie váh.

• V prvom prípade sa uvažuje skupinové ohodnocovanie relatívnej významnosti parciálnych činiteľov a , b a c . Ak je k dispozícii skupina (panel) nezávislých expertov (napr. členov manažmentu podniku), ktorí sú schopní alokovať váhy týmto činiteľom, dá sa týmto postupom pre každú náhodnú premennú V_a , V_b a V_c získať niekoľko nezávislých realizácií reprezentovaných váhami stanovenými expertmi. Samotné hodnoty váh v_a , v_b a v_c na kvantifikáciu sa získajú ako priemery týchto realizácií a od ich variability možno odvodiť hodnotu parametra δ porovnaním hodnôt teoretických disperzií náhodných premenných $D(V_a)$, $D(V_b)$ a $D(V_c)$ a empirických rozptylov s_a^2 , s_b^2 a s_c^2 spočítaných z váh stanovených expertmi. Toto porovnanie v duchu momentovej metódy odhadovania vedie k sérii rovností $v_a(1-v_a)/(\delta+1) = s_a^2$, $v_b(1-v_b)/(\delta+1) = s_b^2$ a $v_c(1-v_c)/(\delta+1) = s_c^2$; z nich možno sčítaním a následnou úpravou stanoviť hodnotu parametra δ výpočtom podľa vzťahu $\delta = [v_a(1-v_a) + v_b(1-v_b) + v_c(1-v_c)]/[s_a^2 + s_b^2 + s_c^2] - 1$.

• Druhý návrh, ako stanoviť parameter δ , sa týka situácie, keď váhy sú stanovované Saatyho analytickým hierarchickým procesom (AHP). V súčasnosti patrí táto metóda medzi etablované a frekventované metódy na stanovovanie váh uplatňované pri riešení úloh multikriteriálneho hodnotenia (pozri napr. Saaty, 1987; 1999; Fotr et al., 2010, s. 171 – 174). Táto metóda spočíva v postupnom párovom porovnávaní parciálnych činiteľov a vo vyjadrovaní ich vzájomného násobného významu. Pri použití zjednodušeného výkladu týkajúceho sa parciálnych činiteľov a , b a c párové preferencie medzi nimi sa kódujú za dodržania určitých pravidiel do kladných hodnôt s_{mn} , ktoré vyjadrujú, koľkokrát je m -tý činiteľ významnejší ako n -tý činiteľ (pričom $m, n \in \{a, b, c\}$). Pri transformácii násobkov preferencií s_{mn} na váhy sa aplikuje buď tzv. exaktný, alebo tzv. aproximatívny postup. Na stanovovanie parametra δ je názorný aproximatívny postup, ktorý spočíva v tom, že pre jednotlivé uvažované činitele a , b a c sa postupne spočítajú geometrické priemery $g_a = (s_{aa} \times s_{ab} \times s_{ab})^{1/3}$, $g_b = (s_{ba} \times s_{bb} \times s_{bc})^{1/3}$ a $g_c = (s_{ca} \times s_{cb} \times s_{cc})^{1/3}$ a váhy sa stanovujú ich aditívnou normalizáciou za použitia vzťahov $v_a = g_a / (g_a + g_b + g_c)$, $v_b = g_b / (g_a + g_b + g_c)$ a $v_c = g_c / (g_a + g_b + g_c)$. Dá sa jednoducho uvážiť, že neistota spočíva vo variabilite váh implikovaných hodnotami s_{mn} . Na zmeranie tejto neistoty je nutné pre každé $m, n \in \{a, b, c\}$ konvertovať párové preferencie s_{mn} na im zodpovedajúce váhy v_{mn} použitím vzorca $v_{mn} = s_{mn} / (s_{an} + s_{bn} + s_{cn})$. Súčet $s_{an} + s_{bn} + s_{cn}$ vyjadruje úhrn násobných preferencií, ktoré získali pri postupnom porovnávaní činitele a , b a c vzhľadom na n -tý činiteľ, a tak váha v_{mn} určuje relatívnu dôležitosť atribuovanú n -tému činiteľu vzhľadom na ostatné činitele. Tým je zaručené, že pre každé $n \in \{a, b, c\}$ je skutočne $v_{an} + v_{bn} + v_{cn} = 1$ a – obrátením indexovania – veličiny v_{ma} , v_{mb} , v_{mc} sú váhy implikované Saatyho analytickým hierarchickým procesom pri rozhodovaní o relatívnej významnosti parciálneho činiteľa m ($m \in \{a, b, c\}$). Následne možno kvantifikovať

variabilitu jednotlivých činiteľov použitím vzorca pre empirický rozptyl s_a^2 , s_b^2 a s_c^2 nad veličinami v_{aa} , v_{ab} , v_{ac} (pre činiteľ a), v_{ba} , v_{bb} , v_{bc} (pre činiteľ b) a veličinami v_{ca} , v_{cb} , v_{cc} (pre činiteľ c). Hodnotu parametra δ zahŕňajúceho stupeň neistoty možno určiť totožným úvahovým postupom ako pri skupinovom expertnom stanovovaní váh. Spočítané váhy v_a , v_b a v_c a spočítané rozptyly s_a^2 , s_b^2 a s_c^2 stačí dosadiť do vzťahu $\delta = [v_a(1-v_a) + v_b(1-v_b) + v_c(1-v_c)]/[s_a^2 + s_b^2 + s_c^2] - 1$.

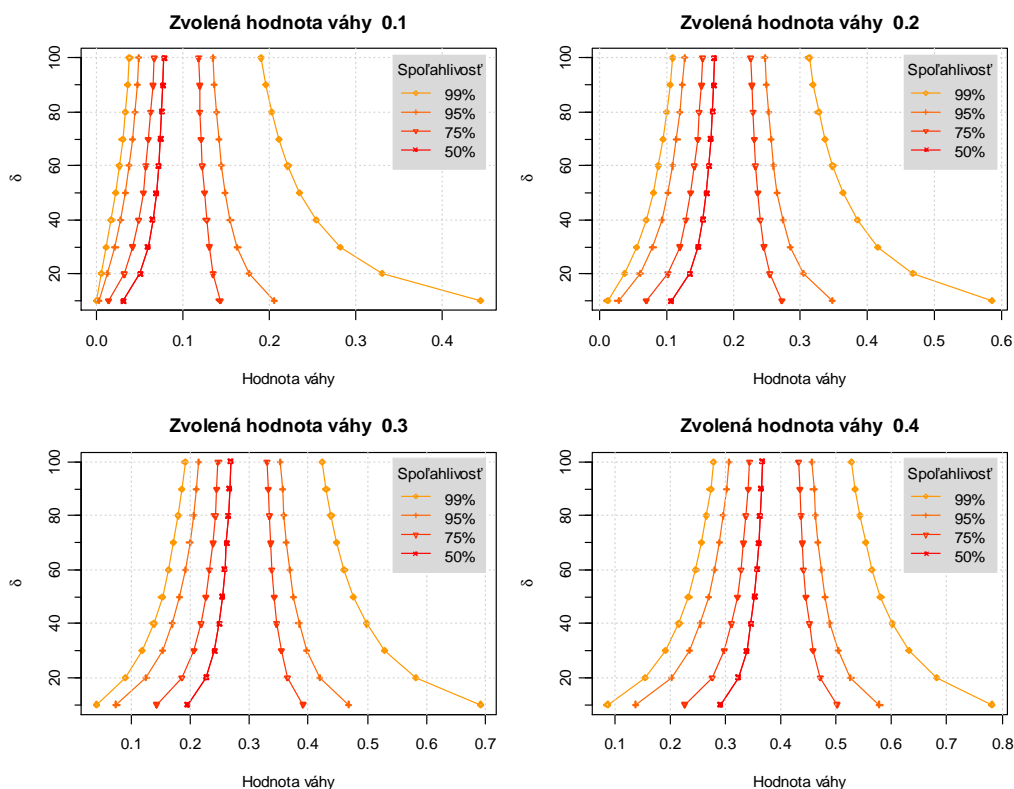
• Tretí návod je všeobecnejší a zakladá sa na apriórnych úvahách o najpriaznivejšej hodnote parametra δ , spojených so skúmaním, ako závisí tvar marginálneho beta rozdelenia vyjadrujúceho neistotu jednotlivých váh od hodnoty parametra δ . Pretože $\delta_a = v_a \delta$, $\delta_b = v_b \delta$ a $\delta_c = v_c \delta$, marginálne rozdelenie premenných V_a , V_b a V_c závisí výlučne od hodnoty parametra δ a od konkrétnej zvolenej hodnoty váhy. Výsledok experimentálneho skúmania vplyvu konkrétnej voľby parametra δ pre fixované štyri reprezentatívne hodnoty váh použitých pri kvantifikácii v rámci pyramídálneho rozkladu prezentuje obrázok 2, ktorý pre každú zo štyroch uvažovaných hodnôt váhy parciálneho činiteľa 0.10, 0.20, 0.30 a 0.40 ukazuje, aký vplyv má parameter δ na mieru neistoty znázornenú intervalmi pravdepodobnostného pokrytia pri hladinách spoľahlivosti 50 %, 75 %, 95 % a 99 %. Zo správania týchto pravdepodobnostných intervalov je zjavné, že zvyšovanie hodnoty parametra δ rezultuje do znižovania neistoty. Pre všetky štyri vyhodnocované hodnoty váh platí, že pri hodnote parametra $\delta = 100$ v intervale približne ± 0.10 okolo zvolenej hodnoty váhy v_* pokrýva 99 % realizácie príslušnej náhodnej premennej V_* . Pochopiteľne, pri nižších hladinách spoľahlivosti je pravdepodobnostný interval značne užší. Dá sa uvážiť (alt. graficky či formálne preukázať), že so špecifikáciou $\delta = 100$ je aj pre voľby hodnôt váh 0.90, 0.80, 0.70, 0.60 a 0.50 pokrytie pri spoľahlivosti 99 % garantované približným intervalom ± 0.10 okolo zvolenej hodnoty váhy. (Pretože hodnoty 0.90, 0.80, 0.70 a 0.60 sú doplnkom hodnôt 0.10, 0.20, 0.30 a 0.40 do 1, stačí opticky doplnkovo obrátiť grafy na obrázku 2.) V dôsledku týchto úvah možno odporučiť hodnotu parametra $\delta = 100$ ako univerzálnu na dosiahnutie neistoty ± 0.10 okolo zvolenej hodnoty váhy.

Po špecifikácii parametra δ je za týchto podmienok možné na ohodnotenie neistoty spojenej s voľbou konkrétnej trojice váh v_a , v_b a v_c generovať simuláčnou metódou Monte Carlo nezávisle od seba realizácie váh V_a , V_b a V_c a pre každú realizáciu vykonať kvantifikáciu vplyvu príslušných parciálnych činiteľov a , b a c . Pri vykonaní vysokého počtu nezávislých simulácií Monte Carlo sa takto získa združené pravdepodobnostné rozdelenie výsledkov uvažovaného pyramídálneho rozkladu a vzhľadom na konkrétnu voľbu váh je možné sledovať citlivosť (resp. variabilitu) týchto výsledkov.

Navrhnuté postupy opísané v druhej a tretej časti state prakticky objasňujeme v prípadovej štúdií.

Obrázok 2

Efekt parametra δ na neistotu spojenú s konkrétnou voľbou váhy parciálneho činiteľa



Prameň: Vlastné spracovanie.

3. Praktická demonštrácia

Prípadová štúdia sa odvíja od rozkladu ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty uvažovaného na obrázku 1.

Tento rozklad je tu použitý na odvetvovej úrovni a vychádza z analytických materiálov Ministerstva priemyslu a obchodu ČR, ktorého analytická činnosť sa sústreďuje na posudzovanie ekonomických výsledkov odvetví českej ekonomiky. Prvá prípadová štúdia vychádza z údajov o ekonomickej pridanej hodnote, rentabilite vlastného imania, miere alternatívnych nákladov vlastných zdrojov a vlastnom imaní pre odvetvie CZ NACE 62.0 *Činnosti v oblasti informačných technológií* za roky 2012 a 2013, získaných z prílohy vypracovanej finančnej analýzy podnikovej sféry za rok 2013 (Ministerstvo priemyslu a obchodu ČR, 2013). Údaje sú zrepikované v tabuľke 1 pre obidva roky. Ukazovateľ hodnotového rozpätia (Spread) je definovaný vzťahom $\text{Spread} = \text{ROE} - r_e$ a ukazovateľ pridanej hodnoty (EVA) vzorcom $\text{EVA} = \text{Spread} \times \text{VI}$. Samotný rozklad sme vysvetlili

v komentári k obrázku 1. Na realizáciu tohto rozkladu postačuje bežne dostupný tabuľkový kalkulátor a na tieto účely poslužil program Microsoft® Excel 2010. Hoci na porovnanie sme rozklad uskutočnili aj v programe R verzie 3.0.1 (R Core Team, 2013), tento program nám bol nápomocný najmä pri stochastickej analýze a grafickom spracovaní výsledkov. Jeho použitie si vyžiadalo vlastnú kompiláciu R kódov s využitím funkcionalít knižníc coda (Plummer et al., 2015), emdbook (Bolker, 2015), MASS (Ripley et al., 2015) a pmr (Lee a Yu, 2014).

So zámerom dosiahnuť vyššiu transparentnosť v stanovovaní váh sa proces ich stanovovania medzi tri parciálne činitele riadi Saatyho AHP metódou, ktorej podklady sú tiež k dispozícii v tabuľke 1. Subjekt realizujúci analýzu ekonomickej pridanej hodnoty v sledovanom odvetí prikladá pri jej dosahovaní vyšší význam kvalitatívnym činiteľom vyjadreným v hodnotovom rozpätí (ROE a r_e) než extenzitnému činiteľu (VI). Osobitne vznikne požiadavka uprednostniť interné faktory závislé od samotnej výkonnosti podniku a jeho schopnosti využívať vlastné zdroje v určitom objeme (ROE, VI) v komparácii s externými faktormi určenými neovplyvniteľným stavom mikro- a makroprostredia (r_e). Z tohto dôvodu je pri analýze „usmeriteľný“ kvalitatívny ukazovateľ ROE päťnásobne dôležitejší ako exogénne daný ukazovateľ r_e , a zároveň trojnásobne dôležitejší ako extenzitný ukazovateľ VI. Napokon, ukazovateľ r_e má pre analýzu v dôsledku svojej exogénosti polovičný význam v porovnaní s ukazovateľom VI. Toto implikuje maticu Saatyho preferencií reportovaných v tabuľke 1. Pri posudzovaní konzistentnosti týchto preferencií možno použiť štandardný Saatyho index konzistentnosti (napr. Saaty, 1987, s. 171 – 172; 1999, s. 93), ktorý dosahuje hodnotu 0.0037. Takmer ideálna nulová hodnota dokazuje, že párové preferencie sú korektné stanovené a ich konzistentnosť sa prenáša aj do informačnej hodnoty váh, ktoré sú stanovené aproximatívnu metódou ako riadkové geometrické priemery a sú následne aditívne normalizované na jednotkový súčet. Ukazovateľ ROE má takto podiel na celkovom hodnotení 64.8 %, ukazovateľ r_e sa podieľa váhou 12.2 % a ukazovateľ VI má podiel zostávajúcich 23.0 %. So zreteľom na to, že ukazovateľ Spread pozostáva z kombinovaného vplyvu ukazovateľov ROE a r_e , jeho podiel v analýze je $64.8 + 12.2 = 77.0$ %. Predelením jednotlivých Saatyho preferencií organizovaných v matici príslušnými stĺpcovými súčtami sa získavajú implikované váhy, ktoré umožňujú spočítať odhady rozptylov a odhadnúť parameter δ . Ten podľa vzorca uvedeného v rámci metodologického výkladu dosahuje pomerne vysokú hodnotu $\delta = 895.80$, čo naznačuje veľmi nízky stupeň neistoty a vyššiu spoľahlivosť v stanovených hodnotách váh. Trochu konzervatívnejší pohľad na dosiahnuté výsledky je možné získať použitím univerzálne odporúčanej hodnoty $\delta = 100$, ktorú sme ďalej použili pri stochastickom vyhodnocovaní získaných odhadov.

Ukazovateľ ekonomickej pridanej hodnoty je v kombinovanej väzbe vzhľadom na tri vytypované parciálne činitele a jeho pyramidálny rozklad umožňuje naplno demonštrovať navrhnutú metodiku. Kým prvá úroveň rozkladu obsahuje multiplikatívnu väzbu, druhá úroveň je tvorená aditívnou väzbou. Čiastkové výpočty sú popísané v tabuľkách 2 a 3 a výsledná kvantifikácia vykonaná v rámci uvažovaného pyramidálneho rozkladu je znázornená na obrázku 3 variantne – bez zahrnutia váh a pri ich zahrnutí. V tabuľkách sa objavujú zaokrúhľovacie chyby pochádzajúce z toho, že sa pracuje s rádovo vysokými hodnotami. Hodnoty ukazovateľov ROE a r_e pokračujú na niekoľko desiatinných miest, a preto vzniká rozdiel 0.01 percentuálneho bodu (p. b.) pri ukazovateli Spread v roku 2013. Z rovnakého dôvodu sa v oboch sledovaných rokoch tiež vyskytuje rádovo zanedbateľný rozdiel v deklarovaných hodnotách ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty, prejavujúci sa bezprostredne pri vzájomnom prenásobení hodnôt ukazovateľov Spread a VI.

T a b u ľ k a 1

Vstupné hodnoty pre pyramidálny rozklad ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty a stanovenie váh Saatyho metódou

Ukazovateľ	Obdobie		Saatyho preferencie pre parciálne činitele			Hodnota aditívnych váh	
	2012	2013	ROE (p. a.)	r_e (p. a.)	VI (tis. Kč)		
ROE (p. a.)	29.32 %	29.23 %	ROE (p. a.)	1.000	5.000	3.000	0.648
r_e (p. a.)	11.60 %	11.99 %	r_e (p. a.)	0.200	1.000	0.500	0.122
Spread (p. a.)	17.72 %	17.23 %	VI (tis. Kč)	0.333	2.000	1.000	0.230
VI (tis. Kč)	15 596 441	14 929 757	Spolu	1.533	8.000	4.500	1.000
EVA (tis. Kč)	2 762 980	2 572 662					

Váhy implikované Saatyho preferenciami				Rozptyl aditívnych váh
	ROE (p. a.)	r_e (p. a.)	VI (tis. Kč)	
ROE (p. a.)	0.652	0.625	0.667	0.00030
r_e (p. a.)	0.130	0.125	0.111	0.00007
VI (tis. Kč)	0.217	0.250	0.222	0.00021
	Spolu			0.0006

Prameň: Vlastné spracovanie.

Ukazovateľ ekonomickej pridanej hodnoty v sledovanom odvetví CZ NACE 62.0 českej ekonomiky v roku 2013 klesol oproti predošlému roku 2012 celkovo o 190 318 tis. Kč z hodnoty 2 762 980 tis. Kč na 2 572 662 tis. Kč. V prvej úrovni rozkladu sa táto zmena vysvetľuje ukazovateľmi Spread a VI. Tabuľka 2 ukazuje, že oba determinujúce činitele medziročne v sledovanom období poklesli a premietli sa do zhoršenia hodnoty ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty.

Keď sa aplikuje logaritmickej metóda v tradičnom duchu bez prihliadnutia na váhy, zisťuje sa, že ukazovateľ Spread mal na tomto ubudnutí hodnoty ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty podiel 38.79 % a ukazovateľ VI podiel 61.21 %. Pri zohľadnení relatívneho významu atribuovaného ukazovateľa Spread váhou 77.0 % a ukazovateľa VI váhou 23.0 % nadobúda konštanta z hodnotu $z = \ln 0.931 / (0.770 \times \ln 0.973 + 0.230 \times \ln 0.957) = 2.276$, čo implikuje relatívny podiel ukazovateľov Spread a VI na celkovom poklese ukazovateľa pridanej hodnoty postupne 68.01 % a 31.99 %. Výsledok rozpočítania medziročného absolútneho poklesu ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty vo výške 190 318 tis. Kč podľa týchto percentuálnych podielov približuje v prvej úrovni rozkladu obrázok 3.

T a b u ľ k a 2

Kvantifikácia vplyvu činiteľov prvej úrovne rozkladu na zmenu ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty

Ukazovateľ	Obdobie		Index zmeny	Váhy	Podiel [bez váh]	Podiel [vážený]	Konštanta z
	2012	2013					
Spread (p. a.)	17.72 %	17.23 %	0.973	0.770	0.3879	0.6801	2.276
VI (tis. Kč)	15 596 441	14 929 757	0.957	0.230	0.6121	0.3199	
EVA (tis. Kč)	2 762 980	2 572 662	0.931	1.000	1.0000	1.0000	

Prameň: Vlastné spracovanie.

V druhej úrovni rozkladu sa ukazovateľ Spread štiepi na ukazovatele ROE a r_e , a pritom generuje aditívnu väzbu. Najprv sa kvantifikuje vplyv činiteľov ROE a r_e na zmenu ukazovateľa Spread a následne sa ich podiel preráta na zmenu ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty. Hodnotové rozpätie mera- né ukazovateľom Spread sledovaného českého odvetvia CZ NACE 62.0 v sledovanom období medziročne pokleslo o 0.48 p. b. zo 17.72 p. b. v roku 2012 na 17.23 p. b. v roku 2013. Toto zníženie bolo vyvolané medziročným nepriaznivým vývojom oboch parciálnych činiteľov: kým ukazovateľ ROE poklesol v danom období o 0.09 p. b., zvýšenie ukazovateľa r_e pôsobilo na pokles ukazovateľa Spread vo výške 0.39 p. b. (pretože ukazovateľ r_e má pri sebe v definícii ukazovateľa Spread záporné znamienko, jeho vplyv na ukazovateľ Spread je protichodný).

Pri rozpočítaní týchto absolútnych zmien na percentuálne podiely sa získava relatívny podiel ukazovateľov ROE a r_e na vývoji ukazovateľa Spread postupne 18.73 % a 81.27 %. Pretože identifikovaný podiel ukazovateľa Spread na zmene ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty bol 38.79 %, ukazovateľ ROE sa na tejto celkovej zmene podieľal mierou $38.79 \% \times 0.1873 = 7.27 \%$ a ukazovateľ r_e mal potom podiel $38.79 \% \times 0.8127 = 31.52 \%$. Zohľadnenie váh si vynucuje

prepočítať váhy ukazovateľov ROE a r_e na jednotkový súčet, čím ukazovateľ ROE má v rámci aditívneho rozkladu v tabuľke 3 váhu $64.8 / 77.0 = 84.2\%$ a ukazovateľ r_e váhu $12.2 / 77.0 = 15.8\%$. Technická konštanta σ nadobúda na základe týchto vstupných podkladov hodnotu $\sigma = (-0.48) / (0.842 \times (-0.09) + 0.152 \times (-0.39)) = 3.492$, a preto so zreteľom na stanovené váhy je podiel ukazovateľov ROE a r_e na zmene ukazovateľa Spread postupne 55.05% a 44.95% . Prepočítanie týchto podielov na zmenu ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty vedie potom k hodnotám $68.01\% \times 0.5505 = 37.44\%$ v prípade ukazovateľa ROE a $68.01\% \times 0.4495 = 30.57\%$ v prípade druhého ukazovateľa r_e . Výsledný vplyv parciálnych činiteľov ROE a r_e je takto relatívne aj absolútne znázornený v druhej úrovni rozkladu na obrázku 3 pre oba varianty: keď sa neprihliada na rôznu dôležitosť a – opačne – keď sa berie na zreteľ odlišná dôležitosť.

T a b u ľ k a 3

Kvantifikácia vplyvu činiteľov druhej úrovne rozkladu na zmenu ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty

Ukazovateľ	Obdobie		Absolútna zmena [+/-]	Váhy	Podiel [bez váh]	Podiel [vážený]
	2012	2013				
ROE (p. a.)	29.32 %	29.23 %	-0.09 p. b.	0.842	0.1873	0.5505
r_e (p. a.)	11.60 %	11.99 %	-0.39 p. b.	0.158	0.8127	0.4495
Spread (p. a.)	17.72 p. b.	17.23 p. b.	-0.48 p. b.	1.000	1.0000	1.0000

Konštanta σ
3.492

Prameň: Vlastné spracovanie.

Ako komplement k identifikovanému vplyvu troch parciálnych činiteľov – ROE, r_e a VI – na zmenu ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty v sledovanom odvetví CZ NACE 62.0 českej ekonomiky sa podľa navrhutej metodiky uskutoční na jej ilustráciu stochastická analýza citlivosti. V zhode s konzervatívnym náhľadom a princípom opatrnosti sa pri analýze uplatní hodnota parametra $\delta = 100$ odrážajúca vyššiu neistotu než hodnota $\delta = 895.80$ získaná pri analýze variability implikovanej jednotlivými Saatyho párovými preferenciami v tabuľke 1. Pri modelovaní združenej neistoty obsiahnutej vo váhach 64.8% , 12.2% a 23.0% parciálnych činiteľov ROE, r_e a VI sa vyjde z Dirichletovho rozdelenia. Jeho parametre závisia od hodnoty týchto váh a hodnoty technického parametra δ , podľa ktorého sa percentuálne rozpočítajú. Pretože $0.648 \times 100 = 64.8$, $0.122 \times 100 = 12.2$ a $0.230 \times 100 = 23.0$, bude združené rozdelenie váh parciálnych činiteľov modelované Dirichletovým rozdelením s parametrami 64.8 , 12.2 a 23.0 , z čoho následne vyplýva, že parciálne ukazovatele ROE, r_e a VI sa riadia postupne beta rozdeleniami $B(64.8, 35.2)$, $B(12.2, 87.8)$ a $B(23.0, 77.0)$.

O b r á z o k 3

Výsledok kvantifikácie vplyvu parciálnych činiteľov na zmenu ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty podľa uvažovaného pyramidálneho rozkladu

EVA			
2012		2013	
2 762 980		2 572 662	
Δ (bez váh)		Δ (vážený)	
-190 318		-190 318	
100.00 %		100.00 %	

Spread (ROE - r_e)		×		VI	
Δ (bez váh)	Δ (vážený)			Δ (bez váh)	Δ (vážený)
-73 820	-129 427	-116 498	-60 891	61.21 %	31.99 %
38.79 %	68.01 %				

ROE		-		r_e	
Δ (bez váh)	Δ (vážený)			Δ (bez váh)	Δ (vážený)
-13 828	-71 251	-59 991	-58 176	31.52 %	30.57 %
7.27 %	37.44 %				

Prameň: Vlastné spracovanie.

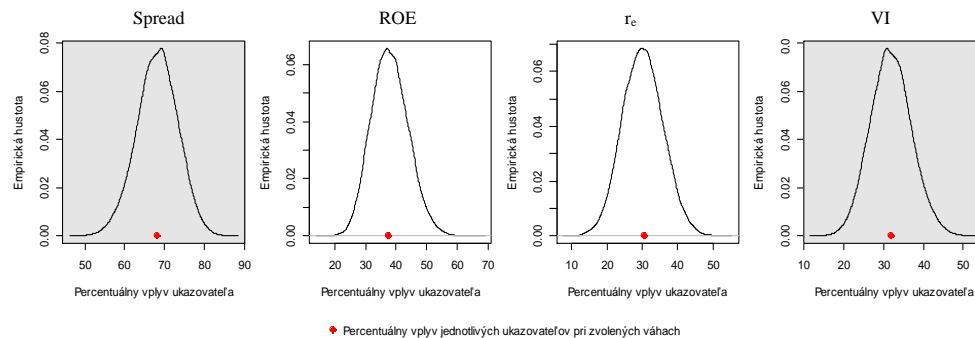
Vykonaním dostatočného počtu nezávislých Monte Carlo simulácií váh z Dirichletovho rozdelenia s danými parametrami 64.8, 12.2 a 23.0 možno spoľahlivo posúdiť, ako proces určovania váh vplyva na jednoznačnosť kvantifikovaného vplyvu parciálnych činiteľov v uvažovanom pyramidálnom rozklade prezentovaného deterministicky na obrázku 3. Pre každú simuláciu normalizovaných aditívnych váh sa prepočíta vplyv troch parciálnych činiteľov na zmenu ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty a získa sa variantný výsledok rozkladu pri trochu inej voľbe váh. Vysoká disperzia simulovaných výsledkov rozkladu potom poukazuje na nedôveryhodnosť vykonanej deterministickej kvantifikácie a nízka variabilita dosvedčuje kvalitu vykonanej kvantifikácie. Obrázky 4 a 5 zobrazujú na základe 20 000 simulácií Monte Carlo výsledok tejto stochastickej analýzy citlivosti a oba sú názorným nástrojom na vyhodnotenie neistoty spojenej s kvantifikáciou (v tomto prípade) percentuálneho vplyvu jednotlivých parciálnych činiteľov.

Na obrázku 4 sú vyobrazené jadrové odhady marginálnej hustoty, ktoré prislúchajú percentuálnym vplyvom parciálnych činiteľov v prvej aj druhej úrovni uvažovaného pyramidálneho rozkladu. Sivým podkladom sú vyznačené parciálne činitele prvej úrovne rozkladu (Spread a VI). Rozdelenie vplyvu každého

parciálneho činiteľa je temer symetrické okolo vypočítaného percentuálneho vplyvu zodpovedajúceho deterministickej voľbe váh 64.8 %, 12.2 % a 23.0 % a vyznačeného bodkou. So spoľahlivosťou 0.95 možno rátať s vplyvom ukazovateľa ROE na celkový vývoj (pokles) ekonomickej pridanej hodnoty približne od 27.06 % do 50.27 %, s vplyvom ukazovateľa r_e v intervale zhruba od 19.27 % do 41.51 % a s vplyvom ukazovateľa VI v intervale cca od 22.10 % do 42.30 %. Vzhľadom na východiskové podmienky je teda (skutočný) vplyv parciálneho činiteľa ROE na vývoji ekonomickej pridanej hodnoty štvrtinový až polovičný, kým ostatných dvoch ukazovateľov r_e a VI päťtinový až dvojpäťtinový.

O b r á z o k 4

Empirické marginálne rozdelenie podielov parciálnych činiteľov na zmene ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty



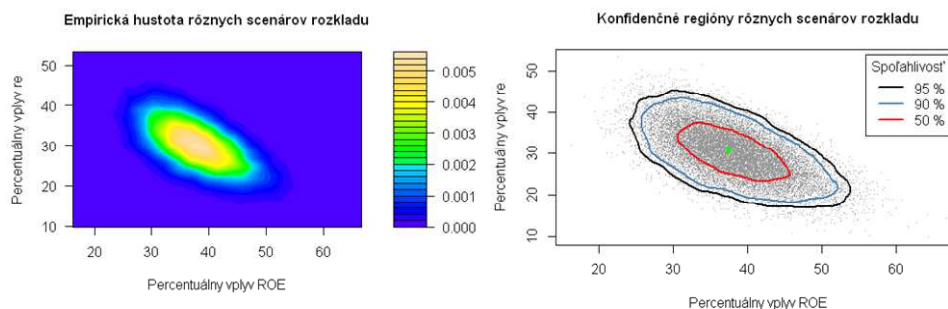
Prameň: Vlastné spracovanie.

Ak je známy percentuálny vplyv ukazovateľov ROE a r_e na vývoj ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty, vďaka komplementarite do 100 % je známy percentuálny vplyv aj zvyšného ukazovateľa VI (a analogicky pre ostatné kombinácie), preto pri analýze združeného rozdelenia vplyvu všetkých troch parciálnych činiteľov sa stačí obmedziť na združené rozdelenie ľubovoľných dvoch z nich. Na tejto úvahe sa zakladajú grafy na obrázku 5.

Graf v ľavej časti obrázku 5 je kontúrovým grafom združeného rozdelenia percentuálneho vplyvu parciálnych činiteľov ROE a r_e . Zobrazuje jadrový odhad empirickej hustoty týchto dvoch parciálnych činiteľov s dvojrozmerným gaussovským jadrom. Graf v pravej časti obrázku 5 znázorňuje približné (bayesovské kredibilné) konfidenčné regióny pre percentuálny vplyv parciálnych činiteľov ROE a r_e . Konfidenčné regióny sú v súlade s uvádzanými jednorozmernými intervalmi spoľahlivosti. Navyše je vizuálne zjavné, že neistota obsiahnutá v percentuálnom vplyve ROE je vyššia ako neistota prítomná v percentuálnom vplyve r_e .

O b r á z o k 5

Empirické združené rozdelenie a konfidénčné regióny podielov parciálnych činiteľov na zmene ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty



Prameň: Vlastné spracovanie.

Pre úplnosť ešte treba názorne vyhodnotiť výsledky vykonanej prípadovej štúdie prihliadajúcej na odlišnú relatívnu dôležitosť činiteľov ROE, r_e a VI v uvažovanom pyramidálnom rozklade ukazovateľa pridanej hodnoty. Tento praktický rozmer analýzy si vyžaduje porovnať výsledok deterministickej kvantifikácie podľa obrázku 3 so stochastickými výsledkami prezentovanými na obrázkoch 4 a 5. Na jednej strane sa zistilo, že pokles ekonomickej pridanej hodnoty medzi rokmi 2012 a 2013 v českom odvetví CZ NACE 62.0 bol zapríčinený zhruba 37.44 % zhoršením hodnoty ukazovateľa ROE, 30.57 % zhoršením hodnoty ukazovateľa r_e a zhruba 31.99 % poklesom hodnoty odvetvového ukazovateľa VI. Vplyv týchto troch činiteľov je pomerne vyrovnaný a v spočítaných percentuálnych hodnotách nie je obzvlášť výrazný rozdiel, hoci neodrážajú neistotu spojenú s určovaním relatívnej dôležitosti parciálnych činiteľov. V skutočnosti však s vysokým stupňom spoľahlivosti ukazovateľ ROE mohol mať na medziročnom poklese ekonomickej pridanej hodnoty podiel cca od 25 % do 55 % a ukazovateľ r_e podiel cca od 18 % do 45 % a podiel ukazovateľa VI mohol byť od cca 20 % do 45 %. Nie je teda vylúčené, že vplyv intenzitných činiteľov (ROE a r_e) a extenzitného činiteľa (VI) na zhoršenie ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty nebol takmer zhodný.

Záver

Doteraz sa v literatúre ani praxi finančno-ekonomickej analýzy nebrala v pyramidálnom rozklade syntetického finančného ukazovateľa na zreteľ potenciálne odlišná dôležitosť jednotlivých parciálnych činiteľov vyjadrená diferencovanými váhami, a preto skúmanie vplyvu zmeny týchto činiteľov na zmenu syntetického ukazovateľa prebiehalo s implicitným predpokladom rovnakého

významu a rovnakej sily uvažovaných parciálnych činiteľov. Toto je oblasť, v ktorej táto vedecká stať prináša principiálne nové poznatky tým, že navrhuje metodiku, ako do pyramidálneho rozkladu zahrnúť relatívnu dôležitosť parciálnych činiteľov a ako stochasticky kvantifikovať variabilitu vo výslednom rozklade vzťahujúcu sa na neistotu nevyhnutne spojenú s konkrétnou voľbou váh.

Navrhovaná metodika nekladie na používateľa obmedzujúce požiadavky a jej použitie je de facto všeobecné. Predpokladá sa, že subjekt realizujúci pyramidálny rozklad a kvantifikáciu zmien v ňom je schopný stanoviť váhy reflektujúce potenciálne odlišnú dôležitosť uvažovaných parciálnych činiteľov a že je schopný kvantifikovať neistotu spojenú s voľbou konkrétnej realizácie váh. Tieto váhy je potrebné v súlade s praxou stanoviť v aditívnom vzťahu a ako normalizované. Je pravdepodobné, že proces kvantifikácie neistoty sa môže zdať v typických analytických podmienkach pomerne komplikovaný, hoci sa redukuje na stanovenie hodnoty parametra δ v kontexte Dirichletovho rozdelenia, ktorým sa v stati modeluje neistota zviazaná so stanovovaním jednotlivých váh. V tomto stať poskytuje návod, ako v bežných situáciách rozumným spôsobom stanoviť hodnotu parametra δ a odporúča hodnotu $\delta = 100$ ako pomerne univerzálnu voľbu na dosiahnutie neistoty ± 0.10 okolo zvolenej hodnoty váhy. Prirodzene, ak sa váhy parciálnych činiteľov určujú skupinovo z pozície panelu expertov, Saatyho AHP metódou alebo iným obdobným spôsobom, z ktorého sa dá odvodiť variabilita jednotlivých váh, hodnotu tohto parametra δ je možné určiť podľa špecifik danej rozhodovacej situácie.

Kým zakomponovanie váh parciálnych činiteľov do rozkladu s aditívnymi väzbami je bezprostredné a využíva obvyklú diferenčnú metódu, pri rozklade s multiplikatívnymi väzbami v stati navrhujeme použiť logaritmickú metódu. Rozdielne váhy jednotlivých parciálnych činiteľov sa potom zohľadňujú v exponente indexov (koeficientov zmien) parciálnych činiteľov, ktoré sú prostriedkom na kvantifikáciu vplyvu zmien parciálnych činiteľov na zmenu syntetického finančného ukazovateľa. Tento spôsob zahrnutia váh do logaritmickej metódy je blízky postupom obvyklým v indexovej analýze produkčného procesu, v ktorej sa priemery nezriedka definujú geometrickým priemerom a jednotlivé činitele sa vážia pomocou normalizovaných váh v aditívnej väzbe v ich exponente. Jediným technickým obmedzením tejto metodiky je porušenie predpokladov na aplikáciu logaritmickej metódy (napr. keď sledovaný ukazovateľ mení počas sledovaného obdobia znamienko), keď je potrebné pri kvantifikácii zvoliť metódu robustnú voči tomuto porušeniu. Modelovanie neistoty v stanovených váhach pomocou Dirichletovho rozdelenia dáva možnosť nenáročným spôsobom stochasticky ohodnotiť vplyv tejto neistoty na výsledný pyramidálny rozklad a na výsledok kvantifikácie vplyvu zmien parciálnych činiteľov na zmenu syntetického finančného

ukazovateľa. Prostriedkom na toto stochastické ohodnotenie je simulačná metóda Monte Carlo. Parametre Dirichletovho rozdelenia sa odvodlia od stanovených váh využitých pri kvantifikácii v rámci pyramidálneho rozkladu a od hodnoty parametra δ , na čo sa postupne simulujú rôzne kombinácie váh parciálnych činiteľov zodpovedajúcich daným podmienkam so špecifikovanou mierou neistoty. Pre každú simuláciu sa vykoná kvantifikácia vplyvu zmien parciálnych činiteľov na zmenu syntetického ukazovateľa v zmysle navrhutej metodiky a realizáciou dostatočného počtu takýchto simulácií sa získava vhodnou vizualizáciou predstava o variabilite výsledkov.

V zásade jediný problém praktickej aplikácie navrhutej metodiky možno vidieť v nutnosti vyjadriť a ohodnotiť váhami relatívnu dôležitosť parciálnych činiteľov pre sledovaný syntetický ukazovateľ. Schopnosť hodnotiteľa vyjadriť významovú preferenciu parciálnych činiteľov závisí hlavne od kontextu danej situácie. Za obvyklých vyvážených okolností môže byť napríklad závažným problémom stanoviť, či je pri hodnotovom vyjadrení predaja nejakého výrobku dôležitejšie množstvo predaného výrobku, alebo jeho cena. Ak je však cena výrobku exogénne daná (napr. zazmluvnená, regulovaná či ťažko kontrolovateľná), množstvo predaného výrobku je potom kľúčovým faktorom hodnotenia celkovej úrovne predaja a tomuto faktoru je nutné pri takýchto podmienkach prideliť vyššiu váhu. Pridelením nižšej preferenčnej váhy je možné pri hodnotení výkonnosti diskriminovať faktor, ktorý nie je možné ekonomicky ovplyvňovať a korigovať výsledky pyramidálneho rozkladu o túto skutočnosť, ktoré inak unikajú matematickej a logickej konzistencii pyramidálneho rozkladu. K podobnému úsudku možno dospieť pri porovnávaní významu kvalitatívneho (intenzitného) činiteľa a kvantitatívneho (extenzitného) činiteľa v pyramidálnom rozklade. Spravidla sa viac zdôrazňuje vplyv kvalitatívneho činiteľa na syntetický ukazovateľ a kvalitatívny ukazovateľ sa pociťuje ako významnejší pri hodnotení výkonnosti, čo štandardný pyramidálny rozklad neumožňuje brať do úvahy. Napokon, zavádzanie diferencovaného významu parciálnych činiteľov je vo finančno-ekonomických analýzach frekventovanou záležitosťou; napríklad je zaužívané zohľadňovať váhy pri kvantifikácii integrálneho ukazovateľa finančnej pozície podniku v priestore, ako je to napríklad v Zalai et al. (2013, s. 351 – 365), alebo diagnostického ukazovateľa komplexnej úrovne, ako sa s tým možno stretnúť v publikácii od Sedláčka (2007b, s. 90 – 93).

Obe situácie, keď je potrebné diferencovať odlišný význam parciálnych činiteľov pri dosahovaní syntetického ukazovateľa, sú začlenené do prípadovej štúdie pyramidálneho rozkladu ukazovateľa ekonomickej pridanej hodnoty v tretej časti state. Pretože komparatívne ohodnotenie troch činiteľov uvažovaných v prípadovej štúdiu z hľadiska ich úlohy pri tvorbe ekonomickej pridanej hodnoty

nie je jednoduchou záležitosťou a je sprevádzané určitou nepresnosťou, navrhnutá metodika zároveň poskytuje návod, ako je možné stochasticky ohodnotiť nepresnosť, resp. neistotu vznikajúcu pri subjektívnom hodnotení relatívnej dôležitosti.

Navrhovanú metodiku je zároveň možné ľahko implementovať aj v obyčajných podnikových podmienkach. Pri analýzach informácií v účtovných závierkach sa bežne používajú obyčajné tabuľkové kalkulátory a samotný pyramídálny rozklad je jednoduchou záležitosťou. Avšak náročnejšie je bez dodatočného riešenia realizovať stochastické ohodnotenie získaných výsledkov za pomoci simulácií Monte Carlo, v prípade vážneho záujmu je možné procedúru na generovanie simulácií z Dirichletovho rozdelenia „bezplatne“ doprogramovať v prostredí Visual Basic for Application (pri používaní najčastejšieho tabuľkového kalkulátora Microsoft® Excel) alebo simulácie zrealizovať v programe R (R Core Team, 2013) na freeware platforme.

Literatúra

- BAKANOV, M. I. – ŠEREMET, A. D. (1997): Teorija ekonomičeskogo analiza. 4. vyd. Moskva: Financy i statistika, 416 s. ISBN 5-279-01681-0.
- BOLKER, B. (2015): emdbook: Ecological Models and Data. [Online.] [Dokumentácia k balíku emdbook v programe R. Verzia 1.3.7.] [Cit. 25-03-2015.] Dostupné na: <<http://cran.r-project.org/web/packages/emdbook/index.html>>.
- FOTR, J. – ŠVECOVÁ, L. – HRŮZOVÁ, H. – RICHTER, J. (2010): Manažerské rozhodování: postupy, metody a nástroje. 2. vyd. Brno: Ekopress, 474 s. ISBN 978-80-86929-59-0.
- GELMAN, A. – CARLIN, J. B. – STERN, H. S. – RUBIN, D. B. (2004): Bayesian Data Analysis. 2. vyd. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 668 s. ISBN 1-58488-388-X.
- JOHNSON, N. L. – KOTZ, S. (1972): Distributions in Statistics: Continuous Multivariate Distributions. New York: Wiley, 333 s. ISBN 0-471-44370-0.
- JOHNSON, N. L. – KOTZ, S. (1970): Distributions in Statistics: Continuous Univariate Distributions – 2. New York: Wiley, 306 s. ISBN 0-471-44627-0.
- LEE, P. H. – YU, P. L. H. (2014): pmr: Probability Models for Ranking Data. [Online.] [Dokumentácia k balíku pmr v programe R. Verzia 1.2.4.] [Cit. 25-03-2015.] Dostupné na: <<http://cran.r-project.org/web/packages/pmr/index.html>>.
- MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU ČR (2013): Finanční analýza podnikové sféry se zaměřením na konkurenceschopnost sledovaných odvětví za rok 2013. Praha: Ministerstvo průmyslu a obchodu ČR. [Cit. 25-03-2015.] Dostupné na: <<http://www.mpo.cz/dokument150081.html>>.
- NEUMAIEROVÁ, I. – NEUMAIER, I. (2002): Výkonnost a tržní hodnota firmy. Praha: Grada Publishing, 216 s. ISBN 978-80-274-0125-1.
- PLUMMER, M. – BEST, N. – COWLES, K. – VINES, K. – SARKAR, D. – BATES, D. – ALMOND, R. (2015): coda: Output Analysis and Diagnostics for MCMC. [Online.] [Dokumentácia k balíku coda v programe R. Verzia 0.17-1.] [Cit. 25-03-2015.] Dostupné na: <<http://cran.r-project.org/web/packages/coda/index.html>>.
- R CORE TEAM (2013): R: A Language and Environment for Statistical Computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing. ISBN 3-900051-07-0.

- RIPLEY, B. – VENABLES, B. – BATES, D. M. – HORNIK, K. – GEBHARDT, A. – FIRTH, D. (2015): MASS: Support Functions and Datasets for Venables and Ripley's MASS. [Online.] [Dokumentácia k balíku coda v programe R. Verzia 7.3-40.] [Cit. 25-03-2015.] Dostupné na: <<http://cran.r-project.org/web/packages/MASS/index.html>>.
- SAATY, T. L. (1987): The Analytic Hierarchy Process – What It Is and How It Is Used. *Mathematical Modelling*, 9, č. 3 – 5, s. 161 – 176.
- SAATY, T. L. (1999): Basic Theory of the Analytic Hierarchy Process: How to Make a Decision. *Revista de la Real Academia de Ciencias Exactas, Físicas y Naturales (Esp)*, 93, č. 4, s. 395 – 423.
- SEDLÁČEK, J. (2007a): Analýza finančního zatížení českých firem v období 1996 – 2005. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 55, č. 6, s. 582 – 593.
- SEDLÁČEK, J. (2007b). *Finanční analýza podniku*. Brno: Computer Press, 154 s. ISBN 978-80-251-1830-6.
- SLOVAK BUSINESS AGENCY (2015): Analýza ukazovateľov finančnej výkonnosti malých a stredných podnikov v roku 2013. Bratislava: Slovak Business Agency. [Cit. 25-03-2015.] Dostupné na: <http://www.sbagency.sk/sites/default/files/analiza_fin_ukazova_telov_msp-2013.pdf>.
- VOCHOZKA, M. (2011): *Metody komplexního hodnocení podniku*. Praha: Grada Publishing, 248 s. ISBN 978-80-247-3647-1.
- ZALAI, K. – ŠNIRCOVÁ, J. – DÁVID, A. – MORAVČÍKOVÁ, E. – HURTOŠOVÁ, J. – SOVÍKOVÁ, D. (2013): *Finančno-ekonomická analýza podniku*. 8. prepr. a rozš. vyd. Bratislava: Sprint 2, 471 s. ISBN 978-80-89393-80-0.