

VPLYV RŮZNYCH FORIEM VLASTNÍCTVA NA EFEKTIVITU ČESKÝCH A SLOVENSKÝCH BÁNK: PRÍSTUP ANALÝZY STOCHASTICKÝCH HRANÍC

Jozef Baruník, Ústav teorie informace a automatizace AV ČR, v. v. i., Institut ekonomických studií FSV UK, Praha; **Branislav Soták**, Institut ekonomických studií FSV UK, Praha*

1. Úvod

Reformu finančního sektoru a privatizaci bank v tranzitivních krajinách popisuje množství empirických prac, napr. Bonin et al. (1998), Anderson et al. (1998), Khaled et al. (2003). Tieto práce sa však zaoberajú popisom procesu transformácie bank v tranzitivních ekonomikách obecně. V stredoeurópskom regióne je v spomínaných prácach venovaný priestor ekonomikám Poľska, Maďarska a Českej republiky, transformácia bank v Slovenskej republike je v literatúre opomínaná.

Z domácich prac je najvýznamnejším uceleným popisom transformačného procesu bankového systému v SR práca Marcinčina a Beblavého (2000). Dopĺňa príležitostné čiastkové štúdie Národnej Banky Slovenska (napr. Tkáčová, 2001; Preisinger, 2001) a Slovenskej Akadémie Vied (napr. Hlavatý, 2001). Všetky práce domácich autorov sú však len popisom reštrukturalizácie a privatizácie bank, prípadne dielčích problémov bankového sektoru v SR. V odbornej literatúre chýba práca, ktorá by pomocou štandardných ekonometrických metód skúmala problematiku empirickým testovaním reálnych dát a tým doplnila existujúcu literatúru o analýzu skutočných vplyvov rôznych foriem vlastníctva bank na výkonnosť bankového sektoru. Práve vyplnenie tejto medzery je ambíciou autorov tejto práce.

V článku postupne predstavíme prehľad doterajšej literatúry, podrobne popíšeme metodológiu, testované dáta a konečne najzaujímavejšiu časť článku, výsledky empirického výskumu. Na vzorke slovenských a českých bank budeme skúmať dopady rôznych foriem vlastníctva na nákladovú efektivitu bank pomocou analýzy stochastických hraníc. Je nutné zdôrazniť, že práca sa zaoberá pohľadom na danú problematiku z hľadiska údajov pred vznikom finančnej krízy 2008, teda v období mimoriadne úspešného vývoja bankového sektoru.

2. Prehľad literatúry

V popisnej rovine je už v súčasnosti dostupných množstvo prac, ktoré sa zaoberajú reformou finančného prostredia v tranzitivních ekonomikách a privatizáciou bank ako jej podstatnou súčasťou, napr. Bonin et al. (1998), Anderson a Kegels (1998).

* Výskum bol podporený Grantovou agentúrou GAČR 402/09/H045, 402/09/0965 a 402/09/0956 a výskumným zámerom MŠMT 0021620841.

Systematický empiricko-analytický prístup však nebol donedávna možný, nakoľko neuplynulo dosť času, aby bolo možné pracovať s rozumnou databázou údajov. Hlavnou výzvou teda ostávalo preskúmať, či privatizácia zlepšuje výkonnosť bánk v tranzitívnych krajinách. Napriek tomu, že existujúca literatúra týkajúca sa organizácie podnikov naznačuje, že súkromné firmy by mali výkonnostne prevládať nad štátom vlastnenými podnikmi, ponúknuté argumenty (medzi inými agency theory a public choice theory) nemusia platiť v bankovej sfére, najmä vo vznikajúcich trhových ekonomikách. V tejto práci sa pokúsime nájsť odpoveď na otázku, či štruktúra vlastníctva skutočne ovplyvňuje ekonomické chovanie bánk. Presnejšie nám pôjde o to, či je nákladová efektivita (cost efficiency) ovplyvnená formou vlastníctva bánk.

Koncept nákladovej efektivity je možné definovať duálne, z hľadiska minimalizovania nákladov alebo maximalizovania produkcie. V prvom prípade sú stredobodom záujmu príčiny, prečo je možné, že management neminimalizuje náklady produkcie (resp. náklady na daný výstup). Analogicky nás môže zaujímať, prečo management nemaximalizuje výstup pri danej úrovni nákladov¹. Dôvody pre daný typ (ne)efektivity budeme v našom prípade hľadať v rôznych druhoch vlastníctva bánk.

Tento prístup nie je v odbornej literatúre ničím novým. Drvivá väčšina prác, ktorá hľadala príčiny slabšej či silnejšej výkonnosti ekonomických subjektov vo forme ich vlastníctva, sa zaoberala prevažne firemným sektorom. Bankový sektor bol dlhú dobu opomínaný, aj napriek tomu, že zohráva v transformujúcich sa ekonomikách kľúčovú rolu pri alokácii kapitálu a celkovom ekonomickom vývoji aj nefinančného sektoru. Istým prelomom bola práca autorov La Porta, Lopez-De-Silanes, Schleifer (2002), ktorí spojili štátne vlastníctvo bánk s následne pomalším vývojom finančného prostredia a nižším rastom príjmov a produktivity per capita. Pokles štátneho vlastníctva bánk však nutne neústi do očakávaného pozitívneho dopadu na finančný a ekonomický rast. Túto tému ďalej rozvádza napr. Taboada (2007), ktorý skúma, ako zmeny vo vlastníctve ovplyvňujú efektivitu alokácie kapitálu. Zaujímavým zistením je fakt, že znižovanie štátnej prítomnosti v bankách samo o sebe nezvyšuje túto efektivitu. Alokačná efektivita bánk je podľa Taboadových zistení negatívne ovplyvňovaná zvyšovaním vlastníckych podielov veľkých domácich investorov, naopak pozitívne je ovplyvnená zahraničnou účasťou, najmä v krajinách s dobrou ochranou práv minoritných podielnikov.

Koncept efektivity finančných inštitúcií odvodený z nákladovej (resp. ziskovej) funkcie sa začal výraznejšie presadzovať v odbornej literatúre už v priebehu 90-tych rokov (Kaparakis, Miller, Noulas, 1994; Lang, Welzel, 1996; Berger, Leusner, Mingo, 1997; Berger, Mester, 1997; Adams, Berger, Sickles, 1999). Uvedení autori uplatňujú pri skúmaní nákladovej (ziskovej) efektivity tzv. analýzu stochastických nákladových hraníc (stochastic frontier analysis) na panelových dátach amerických a nemeckých bánk. Stále však chýbal výskum týkajúci sa novovzniknutých a v tú dobu transformujúcich sa postsocialistických krajín strednej a východnej Európy.

Efektivitu bánk odvodzujú od formy vlastníctva Altunbas, Evans, Molyneux (2001). Na panel dát nemeckých súkromných, verejných a kooperatívnych bánk uplatňujú analýzu stochastických hraníc, s cieľom vyhodnotiť vplyv agency problems, spojených s tou ktorou vlastníckou formou, na výkonnosť a efektivitu bánk.

1 Alternatívou k nákladovej efektivite je *efektivita zisková (profit efficiency)*, kedy je ústredným motívom maximalizovanie zisku. Pre našu prácu sme zvolili koncept nákladovej efektivity z dôvodu lepšej dostupnosti dát.

Problematiku posúvajú ďalej Bonin, Hasan, Wachtel (2005a, 2005b). V prvom článku rozoberajú vplyv vlastníckych foriem na výkonnosť a efektivitu bánk vo vybraných tranzitívnych krajinách, jednou z nich je aj Česká republika. V druhom článku potom prechádzajú plynulo k priamemu vplyvu privatizácie na efektivitu bankového sektoru v tranzitívnych krajinách. Analýzu stochastických hraníc využívajú v oboch prípadoch pre odhady ziskových a nákladových efektívít jednotlivých typov bánk, ktoré následne porovnávajú. Z porovnaní je zrejmé, že najefektívnejšími sú banky v zahraničnom vlastníctve, zatiaľ čo najmenej efektívne sú štátne banky. Ďalším dôkazom širokého uplatnenia analýzy stochastických hraníc je nedávna práca od Weilla (2008), ktorý ju používa pri skúmaní konvergenzie bankovej efektivity v EÚ.

V žiadnej z predošlých prác zaoberajúcich sa efektivitou bánk v tranzitívnych krajinách nebol, pokiaľ vieme, súčasťou výskumu bankový sektor Slovenskej republiky. Ambíciou našej práce je vyplniť túto medzeru. Pri analýze rozšírime vzorku slovenských bánk o bankový sektor Českej republiky, čo nám umožní porovnať efektivitu slovenských bánk s vývojovo najpodobnejšími českými bankami. Podobnosť vývoja českého a slovenského bankového prostredia zaistí dostatočnú „homogénnosť“ skúmaného vzorku.

Vplyv vlastníctva a privatizácie na efektivitu bankového sektoru budeme skúmať na paneli slovenských a českých bánk v období 1996–2005. Nadviažeme predovšetkým na práce Altunbasa et al. (2001), Bonina et al. (2005) a Weilla (2008). Pri odhadovaní efektivity využijeme analýzu stochastických hraníc, jednotlivé odhady následne porovnáme naprieč rôznymi vlastníckymi formami.

Analýzu stochastických hraníc spoločne v literatúre predstavili Aigner, Lovell, Schmidt (1977) a Meeusen, van den Broeck (1977) ako nástroj na skúmanie efektivity rôznych sektorov ekonomiky. Berger, Mester (1997) diskutujú jej aplikáciu na bankový sektor. V našej práci budeme pokračovať v tomto prístupe, pričom sa zameriame na aplikáciu na český a slovenský bankový sektor.

Ak chceme odhadnúť a porovnať efektivitu bánk vzhľadom k rôznym vlastníckym formám, máme dve možnosti. Môžeme odhadnúť nákladovú hranicu pre celý bankový sektor, alebo odhadneme nákladovú hranicu pre každú vlastnícku formu zvlášť. Prvý prístup nám umožní porovnanie efektivity medzi jednotlivými vlastníckymi typmi vzhľadom k „best practice“ v celom sektore, druhý umožní porovnanie len v rámci jednotlivých vlastníckych foriem. Keďže nám v našom článku ide práve o porovnanie efektivity naprieč rôznymi typmi vlastníctva, použijeme prvú alternatívu.

Kľúčovú rolu pri výbere konkrétneho typu stochastickej hranice zohrávajú ciele a motívy managerov, ktorí riadia chod bánk s rozdielnymi formami vlastníctva. Na prvý pohľad nie je jasné, či má management štátnych bánk podobné záujmy ako management súkromných komerčných bánk, ktorý sa hlavne snaží o minimalizáciu nákladov. Lang, Welzel (1996) a Altunbas et al. (2001) identifikujú ako jeden z možných dôvodov ne-minimalizácie nákladov *agency problems*. Napriek tomu však dospievajú k názoru, že konkurencia na bankovom trhu a možnosti sankcionovania neefektívneho vedenia pravdepodobne učinia z minimalizácie nákladov najdôležitejší prvok rozhodovania bez ohľadu na vlastnícku formu.

Budeme teda vychádzať z predpokladu, že minimalizácia nákladov je jedným z hlavných prvkov (mikro)ekonomickej efektivity firiem a taktiež dôležitou súčasťou rozhodovania managementu. V našej analýze využijeme *stochastic cost frontier*, čím

nadviažeme na postup Altunbasa et al. (2001); Bonina, Hasana, Wachtela (2005a,b) a Weilla (2008). Nákladovú efektivitu odhadujú s použitím stochastickej hranice, ktorá je determinovaná dvoma zložkami, *technickou efektivitou* (= minimálne užitie vstupov pri produkcii výstupu) a *alokačnou efektivitou* (= optimálna kombinácia vstupov pri produkcii výstupu vzhľadom na relatívne ceny vstupov).

3. Metodológia

Hlavným cieľom článku je kvantifikovať vplyv rôznych foriem vlastníctva na efektivitu bánk na vzorke českých a slovenských bánk v období 1996–2005. Budeme teda testovať hypotézu, že rôzne formy vlastníctva vplyvajú na efektivitu bánk oproti alternatíve, že tomu tak nie je. Na začiatku analýzy špecifikujeme štandardnú nákladovú funkciu. Následne s použitím tejto funkcie odhadneme hranicu minimálnych nákladov pre české a slovenské banky. Miera bankovej efektivity pre konkrétne pozorovanie je jeho vzdialenosťou od odhadnutej hranice. Banka bude neefektívna vtedy, ak sú jej náklady vyššie ako tie, ktoré boli predikované pre efektívnu banku používajúcu rovnakú kombináciu vstupov/výstupu, a zároveň nemôže byť daný rozdiel vysvetlený štatistickou chybou. Stochastickú nákladovú hranicu získame odhadom z nákladovej funkcie so zloženou chybou (*composite error term*), ktorá je sumou obojstrannej chyby (*two-sided error*), reprezentujúcej náhodné fluktuácie v nákladoch, a jednostrannej kladnej chyby (*one-sided positive error*) reprezentujúcej neefektivitu.

Celkové náklady i -tej banky v roku definujeme ako:

$$TC_{it} = f(Y_{it}, P_{it}) + \varepsilon_{it}, \quad (3.1)$$

kde Y_{it} predstavuje vektor výstupov (produkty a služby banky), P_{it} predstavuje vektor cien vstupov. Chyba ε_{it} má podľa Aignera, Lovella a Schmidta (1977) dve zložky: $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$, kde v_{it} a u_{it} sú nezávislé a rovnomerne rozdelené, pričom $v_{it} : N(0, \sigma_v^2)$ predstavuje chybu v meraní a ďalšie nekontrolovateľné faktory, zatiaľ čo u_{it} sú nezáporné náhodné veličiny s rozdelením $u_{it} : N^+(\mu, \sigma_u^2)$, ktoré predstavujú technickú a alokačnú nákladovú neefektivitu, ktorá podlieha vplyvom managementu. Náhodná disturbancia má teda dve zložky (Battese, Coelli, 1992).

Kontrolovateľná zložka neefektivity, u_{it} , zvyšuje náklady len nad hranicu alebo takzvanú *best-practice* hladinu. Náhodné fluktuácie, v_{it} , ale môžu pôsobiť na nákladovú hranicu v oboch smeroch. Z tejto úvahy vychádza stochastická povaha hranice, ktorá do modelu pridáva „náhodnosť“, čím umožňuje lepšiu aproximáciu reálnych dát modelom, pričom u_{it} reprezentuje systematickú neefektivitu.

V našom článku zisťujeme, či vlastnícka štruktúra ovplyvňuje efektivitu bánk. Za týmto účelom doplníme model podľa Battese, Coelli (1995) o predpoklad, že u_{it} sú rozdelené nezávisle, ale nie identicky, teda $u_{it} : N^+(\mu_{it}, \sigma_u^2)$, pričom $\mu_{it} = z_{it}\delta$, kde z_{it} je vektor *dummy* premenných, ktoré môžu vplyvať na efektivitu banky a δ je vektor parametrov, ktoré budeme odhadovať. Tento postup nám umožní zahrnúť vplyvy rozdielnych vlastníckych foriem na efektivitu bánk priamo do odhadu nákladovej hranice.

Pre definíciu vstupov a výstupov zvolíme tzv. *intermediation prístup*, ktorý používajú Altunbas et al., (2001), Bonin, Hasan, Wachtel, (2005) či Weill, (2008). Podľa tohto prístupu banky alokujú vklady a s využitím práce a kapitálu ich transformujú

na úvery. Opakom je tzv. *prístup výroby*, ktorý vníma banky ako ekonomické entity, ktoré využívajú prácu a kapitál pri produkcii úverov a depozít. Do nákladovej funkcie v našom prípade vstupujú dva výstupy: úvery a iné výnosové aktíva. Vstupy, ktorých ceny sa podieľajú na odhade nákladovej hranice, zahŕňajú prácu, hmotný (fyzický) kapitál a zapožičané fondy (depozitá).

Pri zvolení podoby nákladovej funkcie f opäť nadviažeme na Bonina, Hasana, Wachtela (2005), ktorí používajú v odbornej literatúre bežnú, tzv. *translogovanú* špecifikáciu nákladovej funkcie² so štandardnými podmienkami symetrie v parametroch druhého stupňa v rovnici (3.2).³ V tejto práci používame literatúrou dobre zavedenú metodológiu, preto nechávame podrobné štúdium modelu na čitateľoch, napr. Kumbhakar (1991) podrobne popisuje a diskutuje rámec modelu. Podmienky homogenity sú uspokojené v súlade s Weillom (2008) normalizovaním celkových nákladov, ceny práce a hmotného kapitálu, cenou zapožičaných fondov. Model ktorý odhadujeme je definovaný ako:

$$\ln\left(\frac{TC_{it}}{w_3}\right) = \beta_0 + \sum_{m=1}^2 \alpha_m \ln y_{m,it} + \sum_{n=1}^2 \beta_n \ln\left(\frac{w_{n,it}}{w_3}\right) + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^2 \sum_{j=1}^2 \alpha_{mj} \ln y_{m,it} \ln y_{j,it} + \\ + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^2 \sum_{k=1}^2 \beta_{nk} \ln\left(\frac{w_{n,it}}{w_3}\right) \ln\left(\frac{w_{k,it}}{w_3}\right) + \sum_{n=1}^2 \sum_{m=1}^2 \chi_{nm} \ln\left(\frac{w_{n,it}}{w_3}\right) \ln y_{m,it} + \varepsilon_{it} \quad , \quad (3.2)$$

kde TC_{it} sú celkové náklady i -tej banky v roku t , $y_{m,it}$ je m -tý bankový výstup i -tej banky v roku t , $w_{n,it}$ je cena n -tého vstupu i -tej banky v čase t a w_3 je cena zapožičaných fondov.

$\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$, kde v_{it} sú náhodné veličiny, $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$, nezávislé na u_{it} , a u_{it} sú nezáporné náhodné veličiny zachytávajúce nákladovú neefektivitu vo výrobe. V našom článku budeme testovať dva prístupy, ktoré model (3.2.) odlišia rôznymi predpokladmi na u_{it} :

Model A (Battese, Coelli, 1992) predpokladá že v rovnici (3.2.) je $u_{it} = u_i \exp(-\eta(t - T))$, kde $u_{it} \sim \text{iid } N^+(\mu_{it}, \sigma_u^2)$. Efektivita sa v tomto modeli môže systematicky meniť v čase, odhadujeme parameter η ;

Model B (Battese, Coelli, 1995): sú rozdelené nezávisle, $u_{it} \sim N^+(\mu_{it}, \sigma_u^2)$, kde $\mu_{it} = z_{it}\delta$, pričom z_{it} je vektor *dummy* premenných, ktoré môžu ovplyvniť efektivitu firmy (pre krajinu, rok, vlastnickú formu)⁴ a δ je vektor parametrov, ktoré odhadujeme.⁵

2 Alternatívou je tzv. *Fourier flexible* špecifikácia použitá napr. Altunbasom et al. (2005) a Weillom (2008). Výhody a nevýhody jednotlivých špecifikácií podrobne skúmajú napr. Ivaldi et al. (1996).

3 $\alpha_{mj} = \alpha_{jm}$, pre všetky m, j ; $\beta_{nk} = \beta_{kn}$, pre všetky n, k .

4 Nevýhodou tohto postupu je, že nie je a priori jasné či majú byť tzv. krajinné a ročné efekty prvkami vektoru z_{it} , alebo priamo súčasťou špecifikácie nákladovej funkcie. Preto nakoniec odhadneme obe varianty.

5 $u_{it} = \delta_0 + z_{it}\delta + w_{it}$, kde w_{it} má *useknuté normálne* rozdelenie s nulovou strednou hodnotou a rozptylom σ_u^2 , $w_{it} > -z_{it}\delta$, takže takáto špecifikácia modelu je konzistentná s predpokladom $u_{it} > 0$.

V oboch prípadoch využijeme parametrizáciu Battese a Corru (1977), ktorí nahradzujú σ_v^2 a σ_u^2 , $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$, a navyše definujú parameter $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$, ktorý budeme v empirickej časti odhadovať. Testovanie nulovej hypotézy $H_0: \gamma = 0$ oproti alternatívnej hypotézy $H_A: \gamma \neq 0$ nám umožní rozpoznať, či je akákoľvek stochastická forma nákladovej hranice opodstatnená. Prijatie nulovej hypotézy by znamenalo, že $\sigma_u^2 = 0$ a teda u_i je v modeli neopodstatnené. Pri tejto substitúcii berieme do úvahy odhady *maximálnej vierohodnosti*.

Miera nákladovej efektivity jednotlivých bánk relatívne k nákladovej hranici je definovaná ako:

$$EFF_i = E(\exp(TC_i^*) | u_i, x_i) / E(\exp(TC_i^*) | u_i = 0, x_i), \quad (3.3)$$

kde TC_i sú celkové náklady i -tej banky (v našom prípade normalizované pomocou w_3), u_i ostáva rovnaké z predošlých modelov a x_i je vektor vysvetľujúcich premenných. V prípade *nákladovej hranice* bude teda EFF_i nadobúdať hodnotu z intervalu jedna až nekonečno, pričom bude rovná jednej u tzv. *best-practice* (resp. najefektívnejšej) banky. Ak sme nákladovú hranicu definovali ako translogovanú funkciu, potom $EFF_i = e^{u_i}$. Odhady neefektivity jednotlivých bánk u_i získame s použitím podmieneného rozdelenia neefektívnostnej zložky u_i^6 . Za hore uvedených predpokladov môžeme parametre modelu odhadnúť metódou *maximálnej vierohodnosti*.

Na záver treba poznamenať, že *model A* nie je iba zvláštnou variantou *modelu B*, to isté platí opačne.

4 Dáta

Zdrojom dát je medzinárodná databáza bánk *Bankscope* od *Bureau van Dijk – IBCA*. Potrebne finančné údaje sú obsiahnuté v súvahách a príjmových výkazoch príslušných českých a slovenských bánk. Nedostatkom tejto databázy je fakt, že zverejnené údaje o akcionárskej štruktúre bánk zachytávajú výlučne aktuálny stav k poslednému dostupnému dátumu, pričom neobsahuje údaje o zmenách vlastníctva. Pri identifikácii rôznych typov vlastníctva bolo preto potrebné čerpať z výročných správ jednotlivých bánk. Nakoľko niektoré banky zo vzorky v skúmanom období zanikli (bankrotom alebo fúziou), bol aj tento postup pomerne obtiažny. Napokon sa nám však podarilo identifikovať príslušné formy vlastníctva počas celého skúmaného obdobia u všetkých bánk vo vzorke podľa nášho najlepšieho vedomia.

Dáta sú pre tranzitívne krajiny rôznorodé, v niektorých prípadoch sú u jednotlivých bánk účtovné výkazy zverejnené aj trojmo, podľa rozdielnych účtovných princípov. Pri zostavovaní relevantného vzorku bolo potrebné vyhnúť sa duplikácii dát a zvoliť vhodné účtovné štandardy. V prípade, že bolo pre niektorú banku dostupných viacero typov výkazov, boli vybrané podľa nasledovného kľúča: a) konsolidované výkazy boli uprednostnené pred nekonsolidovanými; b) výkazy podľa medzinárod-

6 Rozdelenie u bude podmienené odhadom zloženej chyby ε . Pre strednú hodnotu tohto podmieneného rozdelenia $E(u_i|\varepsilon_i)$ viz. Jondrow et al. (1982).

ných účtovných štandardov (*IFRS*) boli uprednostnené pred výkazmi podľa lokálnych princípov (*Local GAAP*). V ostatných prípadoch boli použité dostupné dáta. Vzorku bánk tvoria komerčné banky a stavebné sporiteľne. V prípade Českej republiky aj dve zahraničné kooperatívne banky (Raiffeisen, Volksbank), keďže sú významnými hráčmi na českom bankovom trhu.

Konečný počet pozorovaní je 307, pozorovaním rozumieme dáta pre konkrétnu banku v určitom roku. Disponujeme informáciami o 44 bankách v Českej republike (23 bánk, 170 pozorovaní) a Slovenskej republike (21 bánk, 137 pozorovaní) v období 1996–2005. Finančné dáta pre všetky banky v každom roku skúmaného obdobia nie sú dostupné (problematický je najmä začiatok skúmaného obdobia), z čoho vyplýva nesúmerná povaha vzorku. Rozdelenie pozorovaní podľa krajín a typov vlastníctva uvádza tabuľka 1.

Tabuľka 1

Rozdelenie pozorovaní podľa krajín a typov vlastníctva

	banky - počet pozorovaní				spolu
	zahraničné	domáce privátne	štátne	privatizované	
SR	41	37	29	30	137
ČR	68	55	10	37	170
spolu	109	92	39	67	307

Celkový model daný rovnicou (3.2.) doplníme o definíciu výstupov a cien vstupov. Úvery (y_1) a iné výnosové aktíva (y_2) sú dané príslušnou položkou v súvahách jednotlivých bánk.⁷ Cena práce w_1 je daná pomerom personálnych nákladov k ultimu roka k celkovým aktívam (Altunbas et al., 2001).⁸ Cena hmotného kapitálu w_2 je definovaná ako pomer iných neúrokových nákladov k fixným aktívam. Cena zapožičaných fondov w_3 je pomerom nákladových úrokov k celkovým „úrokovým“ zdrojom, teda k zdrojom bez ekvity (Weill, 2008). Celkové náklady TC sú sumou personálnych nákladov, iných neúrokových nákladov a nákladových úrokov.

Pozorovania sú rozdelené do štyroch vlastníckych typov. Uvažujeme zahraničné, domáce (novo-vzniknuté) privátne, štátne a privatizované banky. Dané typy vlastníctva vstupujú do modelu priamo ako vektory *dummy* premenných, ktoré ovplyvňujú strednú hodnotu neefektívnej zložky u (*model B*). Pre zaradenie pozorovaní do jednotlivých kategórií sme ako rozhodujúci faktor identifikovali kontrolný vlastnícky podiel. Vlastnícke vzťahy v českej a slovenskej ekonomike v období transformácie boli značne zložité, keďže sa na vlastníckej štruktúre často okrem domácich a zahraničných súkromných investorov, Fondu Národného Majetku a Ministerstva financií podieľali taktiež ďalšie ministerstvá, municipality, štátne podniky, investičné fondy jednotlivých bánk a tiež banky navzájom medzi sebou.

⁷ $loans; other earning assets = earning assets - loans$

⁸ $w_1 = personnel\ expenses / total\ assets$; túto premennú je možné interpretovať ako náklady práce na zamestnanca ($personnel\ expenses / number\ of\ employees$) upravené o rozdiely v produktivite práce ($number\ of\ employees / total\ assets$), keďže je produktom týchto pomerov.

S identifikáciou kategórie *zahraničného vlastníctva* problémy v žiadnom z prípadov neboli, podľa definície má od založenia v rukách kontrolný balík zahraničný investor (resp. dotyčná banka je dcérou materskej zahraničnej banky). Za povšimnutie stojí, že zahraničné banky prítomné na domácom trhu ČR a SR sú výrazne menšie ako štátne banky, čo implikuje menšie úspory z rozsahu. Pri identifikácii *štátnych bánk* sme okrem vlastníckych podielov Fondu Národného Majetku a rozličných ministerstiev brali do úvahy aj podiely štátnych podnikov, konsolidačných bánk⁹ a iných bánk v štátnom vlastníctve, čím sme dokázali identifikovať kontrolný štátny podiel vo všetkých potrebných prípadoch. Kupónová privatizácia pritom nezohrávala v procese zaraďovania vo väčšine prípadov žiadnu úlohu, keďže sa často týkala značne rozptýleného vlastníckeho podielu, zatiaľ čo kontrolný balík akcií zostal v rukách štátu. Kategória *privatizovaných bánk* obsahuje poprivatizačné pozorovania predtým štátnych bánk, pričom za prvý relevantný rok je považovaný rok kedy bol od štátu odkúpený kontrolný balík akcií.¹⁰ Zvyšné pozorovania sú zaradené do kategórie *domácich privátnych bánk*. Za zmienku stojí prípad banky IPB, ktorá bola v roku 2000 pod nútenou správou Českej Národnej Banky a jej aktivity ďalej vystupujú v pozorovaniach ČSOB. Všetky pozorovania IPB sú v kategórii privatizované z toho dôvodu, že štát už pred rokom 1996 v IPB nemal kontrolný podiel.

Meniace sa štrukturálne a makroekonomické podmienky v bankových sektoroch oboch krajín v rokoch 1996–2005 mohli mať významný vplyv na rozdiely v efektívite bánk. Preto odhadneme taktiež nákladové hranice s krajinnými a ročnými efektmi, ktoré do odhadov vstúpia dvojakým, nižšie definovaným, spôsobom.

Stochastické nákladové hranice sú odhadované pomocou softwaru *FRONTIER 4.1*, ktorého autorom je T. Coelli.

5. Výsledky

Analýzu výsledkov začneme s modelom A, kde postupne odhadneme stochastické nákladové hranice a miery efektivity pre dve odlišné varianty modelu. V prvom prípade budeme predpokladať, že sa miera efektivity nemení v čase, v druhom použijeme predpoklad efektivity meniacej sa v čase. Pre odhady nákladovej efektivity použijeme najskôr celkovú vzorku českých a slovenských bánk, a ďalej samostatne „pod-vzorku“ českých, následne „pod-vzorku“ slovenských bánk. Toto rozdelenie nám umožní skonštruovať nákladovú hranicu pre obe krajiny súčasne, respektíve jednotlivé hranice pre ČR a SR. Výsledky nám umožnia identifikovať prípadné rozdiely v efektívite bánk oboch krajín vzhľadom k spoločnej nákladovej hranici, resp. jednotlivým best-practice. V ďalšej analýze sa pokúsime identifikovať príčiny prípadných rozdielov, a to v rozličných vlastníckych formách (model B).

Začneme teda s porovnaním modelov. Štatistiky odhadov prvého modelu nákladových stochastických hraníc, modelu A sú zhrnuté v tabuľke 2 a 3.

9 Na tomto mieste treba zdôrazniť, že ide len o podiely týchto štátnych podnikov v bankách. Samotné konsolidačné banky nie sú uvažované z toho dôvodu, že by z ich podstaty nebolo možné porovnávať ich efektívnosť s efektívnosťou iných bánk.

10 aj v prípadoch, keď k predaju došlo ku koncu daného roku (povedzme v novembri alebo dokonca v decembri), keďže pred-privatizačné opatrenia v danom roku zväčša reflektovali záujmy potenciálneho vlastníka a boli smerované k ozdraveniu bánk a zvýšeniu kúpnej ceny.

Tabuľka 2

Odhady stochastických hraníc časovo invariantného modelu A

Časovo invariantný model	ČR a SR	ČR	SR
logaritmus vierohodnosti	-132,96	-76,67	-28,03
σ^2	0,19	0,22	0,21
γ	0,44 ***	0,38	0,72 ***
priemerná efektivita	1,90	1,12	2,43

Poznámka: * indikuje 10%-nú, ** 5%-nú a *** 1%-nú hladinu významnosti

Tabuľka 3

Odhady stochastických hraníc časovo variantného modelu A

Časovo variantný model	ČR a SR	ČR	SR
logaritmus vierohodnosti	-114,37	-62,60	-18,51
σ^2	0,13	0,11	0,09
γ	0,22 ***	0,04 ***	0,38 ***
priemerná efektivita			
1996	1,98	2,03	2,90
1997	1,59	1,63	2,52
1998	1,60	1,53	2,53
1999	1,41	1,31	2,34
2000	1,37	1,12	2,06
2001	1,25	1,12	1,94
2002	1,18	1,08	1,81
2003	1,13	1,05	1,70
2004	1,09	1,03	1,61
2005	1,06	1,02	1,58

Poznámka: * indikuje 10%-nú, ** 5%-nú a *** 1%-nú hladinu významnosti

Pre analýzu budeme používať *Logaritmus* vierohodnosti, ktorý umožňuje porovnať jednotlivé špecifikácie modelu, ďalej rozptýl celkovej (zloženej) disturbancie (σ^2) a parameter definovaný ako časť rozptýlu celkovej disturbancie, ktorá odráža neefektivitu. Tabuľka 2 obsahuje odhady priemernej efektivity bánk počas skúmaného obdobia pri *časovo invariantnej* verzii, Tabuľka 3 obsahuje odhady priemernej efektivity bánk v jednotlivých rokoch pri *časovo variantnej* verzii modelu.

Na základe výsledkov zamietame nulovú hypotézu $H_0: \gamma = 0$ oproti alternatívnej hypotéze $H_A: \gamma \neq 0$ na 1%-nej hladine významnosti s výnimkou časovo invariantnej verzie modelu A u vzorky českých bánk. Z výsledku teda vyplýva, že parameter γ je pre model signifikantný a akákoľvek stochastická forma nákladovej hranice je opodstatnená. Prijatie nulovej hypotézy by indikovalo, že $\sigma_u^2 = 0$ a u_u by malo byť z modelu vypustené. Parametre takéhoto modelu by mohli byť konzistentne odhadnuté

pomocou metódy najmenších štvorcov. Pri testovaní signifikancie parametru γ použijeme *pomer vierohodnosti* (ďalej LR test z anglického “*likelihood ratio*”).¹¹

Stochastická forma nákladovej hranice je teda opodstatnená, pričom v českom bankovom sektore tvorí nákladová neefektivita najmenšiu časť celkového rezídua modelu. Neefektivitu českých bánk je preto možné prisúdiť skôr náhodným vplyvom, zatiaľ čo v slovenskom bankovom sektore je nákladová neefektivita hlavnou príčinou odchýlok od nákladovej hranice (až 72 %, resp. 38 %, rozptylu celkového rezídua prislúcha práve nákladovej neefektivite).

Nákladová neefektivita bánk vo vzorkách ČR a SR je značná. *EFF* na úrovni približne 1,9 znamená, že banky produkovali daný výstup v priemere s takmer dvojnásobne vyššími nákladmi ako najefektívnejšia banka. Pokiaľ pripustíme, že sa efektivita systematicky menila v čase, je z odhadov poznať, že sa efektivita bánk postupne zvyšuje (z úrovne 1,98 v roku 1996 až na 1,06 v roku 2005). Táto správa je pre bankové sektory oboch krajín dobrou vizitkou.

Ak vzorku českých a slovenských bánk rozdelíme podľa krajín, zistíme, že v SR bola neefektivita bánk vo vzťahu k best practice o poznanie vyššia ako v ČR. České banky produkovali svoje výstupy blízko k úrovni best-practice už od roku 2000 (*priemerná efektivita* 1,12), zatiaľ čo sa priemerná efektivita slovenských bánk aj naďalej pohybovala približne na úrovni dvojnásobku best-practice v sektore. Hodnoty logaritmu vierohodnosti sú signifikantne vyššie pre všetky *časovo variantné* odhady, táto verzia modelu je teda o niečo lepšou aproximáciou reálneho stavu. Logaritmus vierohodnosti je vyšší aj pre odhady samostatných vzoriek českých a slovenských bánk v porovnaní s logaritmom vierohodnosti celkového vzorku bánk oboch krajín. Pre české banky je rozdiel skoro dvojnásobný, pre slovenské štvor až šesť-násobný. Tento významný rozdiel naznačuje, že štrukturálne podmienky v bankových sektoroch oboch krajín sú odlišné.

Možným vysvetlením väčšej efektivity českých bánk počas skúmaného obdobia je skoršia zmena vlastníckych pomerov smerom od štátu v prospech súkromných vlastníkov. Pôvodné privatizačné plány oboch krajín pre prvú vlnu kupónovej privatizácie pritom nepriniesli očakávaný efekt, keďže vyústili do spleťtých krížových vlastníckych pomerov, pričom kontrolný balík hlasovacích práv často zostal v rukách oboch vlád (priamo napr. cez Fond národného majetku, alebo prostredníctvom Investičných privatizačných fondov štátom kontrolovaných bánk). Privatizácia veľkých českých bánk bola vstupom strategických zahraničných investorov v podstate ukončená na prelome rokov 1999 a 2000 (s výnimkou Komerční banky). Na Slovensku sa však privatizácia veľkých bánk uzavrela koncom roku 2001. Je otázne, prečo sú slovenské banky menej efektívne už od počiatku skúmaného obdobia. Odpoveďou môže byť relatívne vyššia „úspešnosť“ kupónovej privatizácie bánk v ČR, kde si štát ponechal kontrolu nad o poznanie nižšími akciovými balíkmi než v SR. Domnievame sa, že horšia štartovacia pozícia slovenských bánk v danom období súvisí taktiež s dedičstvom „know-how“ kapacít, keďže „banková elita“ bola za čias spoločného štátu sústredená skôr v ČR.

11 Coelli, T. (1996): $LR = -2(LLF_0 - LLF_1)$, kde LLF_1 označuje odhad *neobmedzeného* modelu a LLF_0 odhad *obmedzeného* modelu ($\gamma = 0$). $H_0: \gamma = 0$ zamietneme, ak platí $LR > \chi^2_R$ kde χ^2_R je tabuľková hodnota s počtom obmedzení R. Testová štatistika má *mixed chi-kvadrát* rozdelenie.

Na overenie našich domnienok ohľadom vplyvu vlastnickej štruktúry na efektívitu bánk použijeme *model B*. Do odhadov stochastických hraníc teda priamo vstúpia vyššie špecifikované *dummy* premenné, zachytávajúce vplyv rozdielnych vlastnických foriem na neefektívnosťnú zložku modelu. Ešte predtým však odhadneme nákladové hranice s krajinnými a ročnými efektmi pre celkovú vzorku českých a slovenských bánk. Môžeme ich charakterizovať ako premenné, ktoré zachytávajú rozdielne makroekonomické podmienky v jednotlivých krajinách a ich zmeny v čase, čím nám umožnia očistiť odhady efektivity od týchto štrukturálnych vplyvov. Sumár odhadov stochastických hraníc je uvedený v tabuľke 4.

Tabuľka 4

Odhady stochastických hraníc, model B (efekty krajiny a času)

	model s efektom krajiny (1)	model s efektom času (2)	model s efektom krajiny a času (3)
logaritmus vierohodnosti	-93,79	95,97	104,49
σ^2	0,79	0,25	0,21
γ	0,96 ***	0,96 ***	0,94 ***
priemerná efektivita	1,59	1,65	1,64

Poznámka: (i) * indikuje 10%-nú, ** 5%-nú a *** 1%-nú hladinu významnosti

Logaritmus vierohodnosti ukazuje, že najväčší vplyv má na špecifikáciu modelu efekt času. Po jeho pridaní do modelu sa hodnota logaritmu vierohodnosti signifikantne zvýši. Odhady stochastických hraníc očistené od krajinných a časových vplyvov, sú lepšou špecifikáciou než model A. Z tabuľky 4 je vidieť, že realitu najlepšie aproximuje odhad, ktorý zahŕňa oba typy týchto fixných efektov. Vo všetkých prípadoch je pritom stochastická forma nákladovej hranice signifikantná na 1%-nej hladine významnosti (parameter γ je signifikantne nenulový), čo naďalej potvrdzuje opodstatnenosť zvoleného prístupu k danej problematike.

Po očistení odhadov od štrukturálnych vplyvov modelom B sa neefektívnosťná zložka variancie σ_u^2 stáva takmer výlučnou časťou celkovej variancie modelu (hodnoty γ sú v závislosti na špecifikácii 0.96, 0.96 a 0.94). Systematická nákladová neefektivita je teda hlavnou príčinou celkového rezídua.

V absolútnom vyjadrení nemajú parametre krajinných ani ročných efektov výrazný dopad na celkovú efektívitu. Ich význam spočíva v tom, že nám v ďalšej práci umožnia stabilizovať pohyby samotnej nákladovej hranice. Odhady efektivity bude teda možné podmieniť inými ako štrukturálnymi faktormi, v našom prípade rozdielnymi formami vlastníctva.

Priemerná efektivita je vyššia ako v prípade časovo invariantnej verzie *modelu A* ($1.64 < 1.9$), čo naznačuje, že v celkovom vzorku bánk oboch krajín nie je výraznejšie prítomná tzv. „jadrová efektivita“ perzistentná v čase.¹² Na vývoj efektivity v bankovníctve naopak vplývajú zmeny v čase a ekonomických podmienkach v danej kraji-

¹² Podľa nášho názoru je to však výsledkom pôsobenia slovenských bánk vo vzorku. Vychádzame z odhadov *priemernej efektivity v časovo invariantnej verzii modelu A*, z ktorého je zrejmé, že české banky sú signifikantne lepšie ako slovenské.

ne.¹³ Zmeny štrukturálnych podmienok v bankových sektoroch oboch krajín zachytávajú krajinné a ročné efekty. Nákladová neefektivita je po zahrnutí týchto efektov do modelu navyše omnoho podstatnejšia ako stochastická variácia samotnej hranice. Na jej vysvetlenie do modelu vložíme explicitne ďalšie prvky vektoru, ktoré reprezentujú rôzne formy vlastníctva. Najskôr použijeme pri odhadoch iba *dummy premenné vlastníctva*, teda *zahraničné, štátne a privatizované. Domáce privátne vlastníctvo* použijeme ako referenčnú kategóriu. Budeme testovať hypotézu o nenulovosti *dummy* parametrov vlastníctva. Pokiaľ túto hypotézu zamietneme a jeden z parametrov bude signifikantne nenulový, bude to znamenať zvýšenú efektivitu (v prípade kladného znamienka neefektivity) oproti referenčnému typu domáceho privátneho vlastníctva. Neskôr spojíme oba prístupy do konečného modelu, ktorý bude očistený od štrukturálnych vplyvov, pričom neefektivitu bude vysvetľovať vyššie uvedenými *dummy* premennými vlastníctva. Odhadovať budeme *model B*, oddelene pre vzorku českých, slovenských bánk, ako aj celkový vzorku bánk oboch krajín.

Tabuľka 5

Odhady stochastických hraníc model B (dummy premenné vlastníctva)

Dummy premenné vlastníctva	ČR a SR	ČR	SR
δ_0 - priesečník	-6,499 ** (2,388)	-7,120 *** (0,907)	0,220 (0,230)
δ_1 - zahraničné	-0,006 ** (0,0021)	-0,006 *** (-0,0003)	-0,002 *** (0,0003)
δ_2 - štátne	0,345 *** (0,1011)	0,071 ** (0,028)	0,186 ** (0,066)
δ_3 - privatizované	0,002 ** (0,0009)	0,006 *** (0,0003)	-0,0005 (0,0004)
Model:			
logaritmus vierohodnosti	-76,68	-39,00	0,51
σ^2	2,35	2,36	0,35
γ	0,99 ***	0,99 ***	0,99 ***
priemerná efektivita	1,55	1,66	1,69

Poznámka:

- (i) * indikuje 10%-nú, ** 5%-nú a *** 1%-nú hladinu významnosti, štandardné odchýlky sú v zátvorke
- (ii) vynechanou referenčnou kategóriou vlastníctva sú domáce privátne banky
- (iii) odhady pre vzorku slovenských bánk boli prevedené aj bez interceptu, odhady parametrov boli prakticky zhodné
- (iv) záporné znamienko u odhadov parametrov znamená, že daný typ vlastníctva má kladný dopad na efektivitu, a naopak

Odhady stochastických nákladových hraníc s *dummy* premennými vlastníctva vysvetľujú podstatnú časť celkovej variancie dát, predovšetkým u vzorky slovenských bánk.¹⁴ Vlastnícka štruktúra bánk má teda na Slovensku významnejší dopad na efektivitu bánk ako v ČR. Potvrdzuje to aj logaritmus vierohodnosti jednotlivých odhadov, ktorý je najvyšší pre odhad vzorky slovenských bánk. Na 1%-nej hladine významnosti opäť zamietame nulovú hypotézu, že parameter je nulový. Stochastická forma nákladovej hranice je teda opodstatnená u všetkých troch typoch odhadov, a systematická

¹³ Tento záver už naznačuje časovo variantná verzia *modelu A*.

¹⁴ $\sigma_{SR}^2 = 0.35 < \sigma_{CR}^2 = 2.36$ (resp. $\sigma_{CR+SR}^2 = 2.35$)

nákladová neefektivita je v odhadoch naďalej výrazne prítomná ($\gamma = 0,99$). Priemerná efektivita slovenských bánk je stále o niečo nižšia ako efektivita českých bánk.

U vzorku slovenských bánk sú signifikantne nenulové parametre δ_1 a δ_3 u zahraničných a štátnych bánk (1%, resp. 5% hladina významnosti). Znamienko odhadu je negatívne, teda zahraničné banky sú signifikantne nákladovo efektívnejšie ako domáce privátne banky, a to v priemere o 0,2%. Štátne banky sú naopak signifikantne nákladovo neefektívnejšie ako domáce privátne banky, pričom neefektivita je v priemere až o 18,6% vyššia. Medzi efektivitou domácich a privatizovaných bánk nebol zistený žiaden signifikantný rozdiel, odhad δ_3 však naznačuje, že privatizácia prinajmenšom zlepšila efektivitu štátom vlastnených bánk.

Vo vzorke českých bánk sú všetky odhady parametrov vlastníctva signifikantne nenulové na 1%, 5% a 10%-nej hladine významnosti. Zatiaľ čo zahraničné banky sú nákladovo efektívnejšie ako domáce privátne banky (v priemere o 0,6%), štátne banky sú nákladovo menej efektívne, v priemere však len o približne 7%. To potvrdzuje náš predošlý záver z *modelu A*, že štátne banky v ČR boli vo vzťahu k best practice v sektore efektívnejšie ako štátne banky v SR. Zaujímavé zistenie ponúka odhad parametru pre kategóriu privatizovaných bánk, tie sú totiž menej efektívne ako domáce privátne banky, v priemere však len o 0,6%, čo je o poznanie lepší výsledok ako u štátnych bánk.

Odhady takisto potvrdzujú, že privatizácia má pozitívny dopad na efektivitu predtým štátom vlastnených bánk. Podľa nášho názoru by tento výsledok mohol byť signifikantnejší, ak by štátne banky nečerpali vo vzťahu k domácim privátnym bankám už pred privatizáciou z úspor z rozsahu, keďže obyčajne patrili medzi najväčšie banky v oboch krajinách.

Odhad pre celkovú vzorku bánk oboch krajín poskytuje dodatočný prehľad o vplyve vlastníctva na efektivitu bánk. Odhady parametrov sú signifikantne nenulové a do veľkej miery podobné predošlým výsledkom. Neefektivita štátnych bánk vo vzťahu k domácim privátnym bankám sa prejavuje ešte výraznejšie, nákladová neefektivita domácich privátnych bánk je v priemere približne o tretinu nižšia.

Analýzu ďalej doplníme o model, do ktorého zahrnieme všetky dosiahnuté výsledky. Na neefektivitu v modeli budú teda pôsobiť štrukturálne vplyvy aj rozdielne formy vlastníctva. Zahrnutím štrukturálnych vplyvov do nákladovej funkcie, stabilizujeme pohyby samotnej nákladovej hranice. Rozhodujúcim faktorom ktorý ovplyvňuje systematickú neefektivitu budú rozdielne typy vlastníctva. Opäť budeme pracovať so vzorkou slovenských, českých bánk, ako aj s celkovou vzorkou bánk oboch krajín. Zostrojíme teda dve varianty konečného modelu;

model B1: v prvej vstúpia štrukturálne vplyvy aj jednotlivé typy vlastníctva do odhadov ako prvky vektoru z_{it} (viz. def. *modelu B*);

model B2: v druhej budú štrukturálne vplyvy priamo súčasťou špecifikácie nákladovej funkcie, zatiaľ čo jednotlivé typy vlastníctva budú pôsobiť výlučne na neefektívnosťnú zložku modelu u_{it} ako prvky vektoru z_{it} ; rovnica (3.1.) bude mať formu

$$TC_{it} = f(Y_{it}, P_{it}, C_{it}, Y_{it}) + v_{it} + u_{it} \quad (5.1.)$$

kde C_{it} a Y_{it} reprezentujú fixné efekty pre krajinu, resp. rok, ostatné premenné sú definované ako v *modeli B*.

Tabuľka 6

Odhady stochastických hraníc modelu B1 (vlastníctvo, efekt roku aj času)

Dummy premenné vlastníctva	ČR a SR	ČR	SR
δ_0 - priesečník	1,092 ** (0,461)	2,170 *** (0,617)	1,006 ** (0,446)
δ_1 - zahraničné	-0,081 *** (0,019)	0,136 *** (0,0480)	-0,089 (0,0770)
δ_2 - štátne	0,0001 (0,0002)	0,0007 ** (0,0003)	-0,0001 (0,0003)
δ_3 - privatizované	0,017 (0,023)	-0,105 *** (0,0135)	-0,041 *** (0,0130)
Model:			
logaritmus vierohodnosti	23,87	17,89	66,22
σ^2	0,16	0,24	0,10
γ	0,81 ***	0,92 ***	0,95 ***

Poznámka:

- (i) * indikuje 10%-nú, ** 5%-nú a *** 1%-nú hladinu významnosti štandardné odchýlky v zátvorke
(ii) vynechanou referenčnou kategóriou vlastníctva sú domáce prívátne banky

Tabuľka 7

Odhady stochastických hraníc modelu B2 (vlastníctvo, efekt roku aj času)

Dummy premenné vlastníctva	ČR a SR	ČR	SR
δ_0 - priesečník	-6,437 *** (0,357)	-6,219 *** (0,620)	-4,542 *** (0,356)
δ_1 - zahraničné	-0,0002 (0,0001)	-0,0003 (0,0003)	-0,001 ** (0,0002)
δ_2 - štátne	0,110 *** (0,005)	0,106 *** (0,009)	0,098 *** (0,0072)
δ_3 - privatizované	-0,0003 (0,0002)	-0,002 *** (0,0003)	0,0001 (0,0002)
Model:			
logaritmus vierohodnosti	46,28	43,28	86,72
σ^2	1,11	1,18	0,44
γ	0,99 ***	0,99 ***	0,99 ***

Poznámka:

- (i) * indikuje 10%-nú, ** 5%-nú a *** 1%-nú hladinu významnosti štandardné odchýlky v zátvorke
(ii) vynechanou referenčnou kategóriou vlastníctva sú domáce prívátne banky

V oboch variantách konečného modelu je testovaný parameter gamma naďalej signifikantne nenulový, čiže stochastická špecifikácia nákladovej hranice je opodstatnená, čím sa potvrdzuje správnosť zvoleného prístupu k danej problematike. Neefektívnosť zložka variancie σ_u^2 je hlavnou zložkou celkového rezídua v modeli, systematická nákladová neefektívnosť je teda opäť v oboch prípadoch takmer výlučnou príčinou odchýlok od nákladovej hranice.

Logaritmus vierohodnosti je vyšší pre model B2, v porovnaní s logaritmom vierohodnosti a odhadmi variancie v Tabuľke 5 však môžeme tvrdiť, že štrukturálne vplyvy majú mimo foriem vlastníctva na neefektívnosť bánk taktiež významný vplyv, pričom nezáleží na tom, ako konkrétne do modelu vstúpia. Vplyvy vlastnickej štruktúry na (ne)efektívnosť bánk preto netreba preceňovať. Rovnako dôležitý je inštitucionálny vývoj v danej krajine a v čase. Z porovnania signifikancie odhadov jednotlivých parametrov Tabuľky 7 s Tabuľkou 5 sa zdá, že vplyv rozdielnych foriem vlastníctva je oslabený prítomnosťou štrukturálnych efektov. Bez ohľadu na variantu konečného modelu považujeme výsledky za vcelku uspokojivé.

Výsledky modelu B1 nám ukazujú, že vo vzorke slovenských bánk nebol zistený žiaden signifikantný rozdiel v nákladovej efektivite zahraničných, štátnych a domácich privátnych bánk. Privatizované banky sú však signifikantne nákladovo efektívnejšie ako domáce privátne banky. Neefektivita je v priemere o 4% nižšia. Vo vzorke českých bánk sú zahraničné banky prekvapujúco signifikantne nákladovo neefektívnejšie ako domáce privátne banky, to isté platí pre štátne banky. Privatizované banky sú však opäť signifikantne efektívnejšie ako domáce privátne banky, v priemere o 10%. V celkovej vzorke bánk oboch krajín bola zistená len signifikantne vyššia efektivita zahraničných bánk vo vzťahu k domácim privátnym bankám.

Výsledky modelu B2 ukazujú, že vo vzorke slovenských bánk sú zahraničné banky signifikantne nákladovo efektívnejšie ako domáce privátne banky, aj keď ide o malý rozdiel. Štátne banky sú naopak signifikantne nákladovo neefektívnejšie ako domáce privátne banky. V efektivite privatizovaných a domácich privátnych bánk nebol zistený žiaden signifikantný rozdiel.

Vo vzorke českých bánk sú výsledky v súlade s očakávaniami. Štátne banky sú signifikantne nákladovo neefektívnejšie ako domáce privátne banky, privatizované banky naopak. Zaujímavý je práve odhad parametru δ_2 , ktorý je veľmi podobný odhadu toho istého parametru vo vzorke slovenských bánk. Systematická nákladová neefektivita štátnych bánk je v oboch krajinách približne o desatinu vyššia ako neefektivita domácich privátnych bánk vzhľadom ku príslušnej best practice. To isté potvrdzuje aj signifikantný odhad parametrov kompletnej vzorke bánk oboch krajín. Odhad δ_3 síce signifikantný nie je, poskytuje však istú podporu tvrdeniu, že privatizácia prinajmenšom zlepšuje efektivitu predtým štátom vlastnených bánk.

Z výsledkov konečnej podoby *modelu* môžeme na záver konštatovať, že privatizované banky sú nákladovo efektívnejšie ako domáce privátne banky, resp. štátne banky sú nákladovo neefektívnejšie ako domáce privátne banky. S výnimkou samostatnej vzorky českých bánk nie je možné určiť signifikantné rozdiely v efektivite štátnych a privatizovaných bánk vo vzťahu k referenčným domácim privátnym bankám. Dôvodom je pravdepodobne fakt, že predprivatizačné pozorovania slovenských štátnych bánk začínajú s výnimkou PrivatBanky (vtedajšej Banky Slovakia) rokom 1998, pričom už v roku 1999 prebehla v tej dobe ešte štátom kontrolovaných bankách prvá vlna reštrukturalizačných opatrení.

Na potvrdenie nášho záveru, že privatizácia zlepšuje efektivitu predtým štátom vlastnených bánk, odhadneme na záver efektívnu nákladovú hranicu len na základe pred privatizačných a poprivatizačných pozorovaní privatizovaných bánk s jednou referenčnou kategóriou vlastníctva, v súlade s predošlým postupom sme zvolili domáce privátne banky. Konkrétne, z kompletného vzorku českých a slovenských bánk vypustíme zahraničné banky, budeme vychádzať z finálnej varianty *modelu B2*, pričom budeme skúmať efektivitu štátnych a privatizovaných bánk vo vzťahu k referenčnej kategórii.

Tabuľka 8 sumarizuje závery analýzy. Nákladová neefektivita štátnych bánk je signifikantne vyššia ako u domácich privátnych bánk. To isté platí pre privatizované banky. Štát ako kontrolný vlastník je však v absolútnom merítku, relatívne k domácim privátnym bankám, značne neefektívnejší ako súkromný (zväčša strategický zahraničný) vlastník (v priemere až o 10,35 %). Z týchto odhadov je navyše zrejmé, že medzi domácimi hráčmi je best practice doménou domácich privátnych bánk.

Tabuľka 8

Odhadý nákladovej hranice modelu B2 (vlastníctvo, efekt roku aj času)

Dummy premenné vlastníctva	ČR a SR (domáce, štátne, privatizované)
δ_0 - priesečník	-5,643 *** (0,373)
δ_2 - štátne	0,104 *** (0,0044)
δ_3 - privatizované	0,0005 ** (0,0002)
Model:	
logaritmus vierohodnosti	40,25
σ^2	0,75
γ	0,99 ***

Poznámka:

- (i) * indikuje 10%-nú, ** 5%-nú a *** 1%-nú hladinu významnosti štandardné odchylky v zátvorke
(ii) vynechanou referenčnou kategóriou vlastníctva sú domáce banky

6. Záver

V našej práci sme sa venovali empirickej analýze vplyvu rôznych foriem vlastníctva na efektivitu bánk na vzorke českých a slovenských bánk v období 1996-2005. Využili sme pritom tzv. analýzu stochastických hraníc s translogovanou špecifikáciou nákladovej hranice. Zistili sme, že stochastická špecifikácia nákladovej hranice je opodstatnená vo všetkých testovaných verziách modelu. Okrem vplyvov rôznych foriem vlastníctva na efektivitu bánk sme do modelu zahrnuli aj štrukturálne vplyvy inštitucionálnych zmien. Najzaujímavejšie výsledky analýzy sú zistenia, že:

Štrukturálne vplyvy sú popri rôznych typoch vlastníctva významné vo vzorkách bánk oboch krajín. Samotnú privatizáciu bánk teda netreba preceňovať, na efektivitu bánk taktiež významne vplýva vývoj inštitucionálneho rámca bankového prostredia. V bankových sektoroch oboch krajín nie je výraznejšie prítomná tzv. jadrová efektivita perzistentná v čase, z tohto pohľadu je na tom horšie SR. Zahraničné banky sú nepatrne nákladovo efektívnejšie ako domáce privátne banky, finálne odhady závisia od špecifikácie modelu. Štátne banky sú značne nákladovo neefektívnejšie ako domáce privátne banky, miera neefektivity taktiež závisí od špecifikácie modelu. Privatizované banky sú približne rovnako efektívne ako domáce privátne banky. Štát ako kontrolný vlastník je v absolútnom merítku, relatívne k domácim privátnym bankám, značne neefektívnejší ako súkromný (zväčša strategický zahraničný) vlastník (v priemere až o 10,35 %).

Na záver je nutné zdôrazniť, že práca sa zaoberá pohľadom na danú problematiku z hľadiska údajov pred vznikom finančnej krízy 2008, teda v období mimoriadne úspešného vývoja bankového sektoru. V súčasnej dobe pretrvávajúcej krízy ktorá má veľký vplyv na ekonomické podmienky rastu môže byť pohľad na otázky skúmané v tejto práci viac či menej odlišný. Preto bude veľmi zaujímavé po pár rokoch zberu dát opäť pristúpiť k analýze a diskutovať nové závery.

Literatura

- ADAMS, R. M.; BERGER, A.; SICKLES, R. C. 1999. Semiparametric Approaches to Stochastic Panel Frontiers with Applications in the Banking Industry. *Journal of Business and Economic Statistics*. 1999, Vol. 17, No.3, pp. 349–358.
- AIGNER, D.; KNOX LOVELL, C. A.; SCHMIDT, P. 1977. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Models. *Journal of Econometrics*, 1977, Vol. 6, pp. 21–37.
- ALTUNBAS, Y.; EVANS, L.; MOLYNEUX, P. 2001. Bank ownership and efficiency. *Journal of Money, Credit and Banking*. 2001, Vol. 33, No.4, pp. 926–954.
- ANDERSON, R. W.; KEGELS, C. 1998. *Transition banking: financial development of Central and Eastern Europe*. Oxford: Clarendon Press, 1998.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. 1992. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: with Application to Paddy Farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*. 1992, Vol. 3, pp. 153–169.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. 1995. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical economics*. 1995, Vol. 20, str. 325–332.
- BATTESE, G. E.; CORRA, G. S. 1977. Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*. 1977, Vol. 21, pp. 169–179.
- BERGER, A. N.; LEUSNER, J. H.; MINGO, J. J. 1997. The Efficiency of Bank Branches. *Journal of Monetary Economics*. 1997, Vol. 40, pp. 141–162.
- BERGER, A. N.; MESTER, L. J. 1997. Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions? *Journal of Banking and Finance*. 1997, Vol. 21, pp. 895–947.
- BONIN, J. P.; KÁLMÁN, M.; SZÉKELY, P. I.; WACHTEL, P. 1998. *Banking in transition economies: Developing market oriented banking sectors in Eastern Europe*. Cheltenham: Edward Elgar, 1998.
- BONIN, J. P.; HASAN, I.; WACHTEL, P. 2005a. Bank Performance, Efficiency and Ownership in Transition Countries. *Journal of Banking and Finance*. 2005, Vol. 29, pp. 31–53.
- BONIN, J. P.; HASAN, I.; WACHTEL, P. 2005b. Privatization Matters: Bank Efficiency in Transition Countries. *Journal of Banking and Finance*. 2005, Vol. 29, pp. 2155–2178.
- COELLI, T. J. 1996. A Guide to FRONTIER version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation. [CEPA working papers no.7], Department of econometrics, University of New England.
- HLAVATÝ, E. 2001. Problémy reštrukturalizácie bankového sektora v Slovenskej republike. *Ekonomický časopis*. 2001, Vol. 49, No. 1, pp. 88–103.
- IVALDI, M.; LADOUX, N.; OSSARD, H.; SIMIONI, M. 1996. Comparing Fourier and Translog Specifications of Multiproduct Technology: Evidence from an Incomplete Panel of French Farmers. *Journal of Applied Econometrics*. 1996, Vol.11, No.6, pp. 649–667.
- JONDROW, J.; KNOX LOVELL, C. A.; MATEROV, I. S.; SCHMIDT, P. 1982. On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model. *Journal of Econometrics*. 1982, Vol. 19, pp. 233–238.
- KAPARAKIS, E. I.; MILLER, S. M.; NOULAS, A. G. 1994. Short-run Cost Inefficiency of Commercial Banks: A Flexible Stochastic Frontier Approach. *Journal of Money, Credit and Banking*. 1994, Vol. 26, No. 4, pp. 875–893.
- KHALED, S.; BORISH, M.; GROSS, A. 2003. *State-owned Banks in the Transition: Origins, Evolution and Policy Responses*. Washington DC: IBRD/WB, 2003.
- KUMBHAKAR, S. C. 1991. The Measurement and Decomposition of Cost-inefficiency: the Translog Cost System. *Oxford Economic Papers*. 1991, Vol. 43, No.4, pp. 667–683.
- LANG, G.; WELZEL, P. 1996. Efficiency and Technical Progress in Banking: Empirical Results for a Panel of German Cooperative Banks. *Journal of Banking and Finance*, 1996, Vol. 20, pp. 1003–1023.

- LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SCHLEIFER, A. 2002. Government Ownership of Banks. *The Journal of Finance*. 2002, Vol. LVII, No.1, pp. 265–301.
- MARCINČIN, A.; BEBLAVÝ, M. (ed.) 2000. Hospodárska politika na Slovensku 1990–1999. Bratislava: Centrum pre spoločenskú a mediálnu analýzu a Slovenská spoločnosť pre zahraničnú politiku, 2000.
- MEEUSEN, W.; VAN DEN BROECK 1977. Efficiency Estimation from Cobb Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*. 1977, Vol. 18, pp. 435–444.
- PREISINGER, D. 2001. Vývoj úverového portfólia v rokoch 1993–2000. Bratislava: Inštitút menových a finančných štúdií NBS, 2001.
- TABOADA, A. 2007. The impact of changes in bank ownership structure on the allocation of capital. [Disertačná práca, The Ohio State University]
- TKÁČOVÁ, D. 2001. Vývoj, reštrukturalizácia a privatizácia. *Biatec*. 2001, Vol. 9, No. 8. NBS, Bratislava.
- WEILL, L. 2008. Convergence in banking efficiency across European countries. [Working Paper No. 2008-07] Université Louis Pasteur, Strasbourg, 2008.

INFLUENCE OF DIFFERENT OWNERSHIP FORMS ON EFFICIENCY OF CZECH AND SLOVAK BANKS: STOCHASTIC FRONTIER APPROACH

Jozef Baruník, Institute of Information Theory and Automation, Academy of Sciences of the Czech Republic, Pod Vodárenskou věží 4, CZ – 182 08 Praha 8 (barunik@utia.cas.cz).
Branislav Soták, Patria Finance, a.s., Jungmannova 24, CZ – 110 00 Praha 1.

Abstract

The paper presents empirical analysis of influence of different ownership forms on efficiency of Czech and Slovak banks using the Stochastic Frontier Analysis. The paper brings new results as it uses set of data which has not been used previously in the literature. On the set of 44 Czech and 21 Slovak banks in the 1996 – 2005 period we show, that the stochastic specification of cost frontier is justified method for the data. Our main findings are that the structural influences are significant for both countries. Foreign-owned banks are bit more cost efficient than domestic private banks, state-owned banks are significantly less cost efficient when compared to domestic private banks. Extent of inefficiency also depends on the specification of the model.

Keywords

stochastic frontier analysis, ownership forms, bank efficiency

JEL Classification

C13, G21